

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ
ESCUELA DE POSGRADO



**ESTIMANDO LA POLÍTICA CAMBIARIA SEGÚN LA PARIDAD DE PODER DE
COMPRA: EL CASO PERUANO, COLOMBIANO Y CHILENO 1960-2015**

Tesis para optar el grado de Magíster en Economía que presenta

MAURICIO ALONSO MEDINA ZACARIAS

JULIO CESAR PACHECO LAMA

Dirigido por

ALBERTO HUMALA ACUÑA

San Miguel, 2017

TEMA DE TESIS : **ESTIMANDO LA POLÍTICA CAMBIARIA SEGÚN LA PARIDAD DE PODER DE COMPRA: EL CASO PERUANO, COLOMBIANO Y CHILENO 1960-2015**

UNIDAD : Maestría en Economía

AUTORES : Julio Cesar Pacheco Lama (20126473)
Mauricio Alonso Medina Zacarias (20123951)

RESUMEN EJECUTIVO

El trabajo tiene como objetivo principal evaluar el cumplimiento de la hipótesis de la Paridad de Poder de Compra (PPP) tomando en cuenta una gran amplitud temporal para los países de Chile, Colombia y Perú, para el periodo 1960 al 2015.

La elección de estos tres países se debe al comportamiento y tendencias similares en indicadores económicos y demográficos relevantes a través del tiempo, tales como el PBI, el total de reservas internacionales netas y la población, así como la integración comercial y financiera que se inició con la Alianza del Pacífico en la última década.

Desde la perspectiva metodológica, se empleó para la estimación de la PPP la versión relativa aproximada, debido a un mejor ajuste de los datos. Ésta es menos restrictiva que la versión absoluta porque no necesita que la conformación de la canasta de índices de precios al consumidor de la economía doméstica sea igual a la extranjera.

A partir de la ecuación de la PPP la versión relativa aproximada se procedió a evaluar la PPP aplicando la metodología Lineal y no Lineal. Las variables utilizadas son la inflación trimestral de Perú, Chile, Colombia y Estados Unidos; y la depreciación trimestral de Perú, Chile y Colombia.

Para la parte lineal, se evalúa la PPP en su versión relativa mediante la estimación del MCO para el periodo 1960 al 2015. Sin embargo, al trabajar con series extensas que presentan periodos de alta volatilidad y posibles outliers las pruebas de raíz unitaria podrían presentar problemas de potencia. Por ello, es necesaria la aplicación de metodologías que permitan la identificación de outliers. Posteriormente, se vuelve a evaluar la presencia de raíz unitaria considerando la presencia de outliers aditivos.

Luego, se realiza la estimación de los vectores autoregresivos y vectores de corrección de errores para las series de Perú, Colombia y Chile para el periodo 1960 al 2015. No se obtuvo evidencia estadística para aceptar la hipótesis de la PPP.

Finalmente, en la última etapa de la parte lineal, se evalúa la presencia de posibles quiebres estructurales mediante la Prueba de quiebre estructural de Perron y Yabu. Dicha prueba indica la presencia de quiebres en las series de inflación y depreciación de Perú, Chile y Colombia.

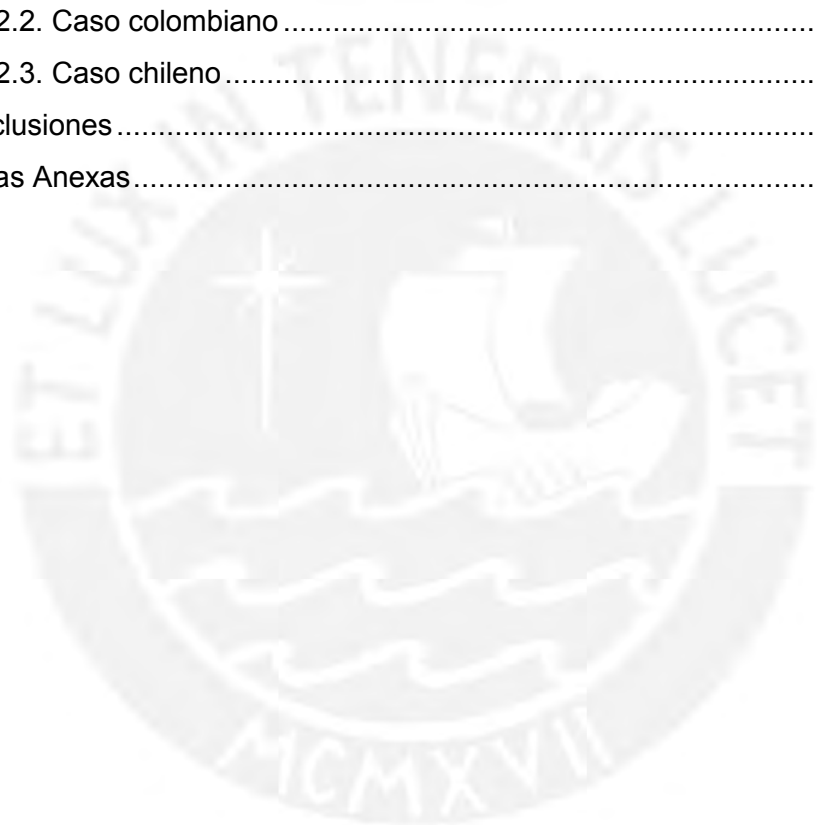
Para la parte no lineal, se evalúa la PPP en su versión relativa mediante los modelos LSTAR. Debido a que los resultados indican que las series no se ajustan de manera adecuada a los modelos LSTAR, se procede a estimar los modelos de Markov Switching.

Se obtienen resultados mixtos sobre la PPP para los 3 países. Existe evidencia estadística a favor de la PPP para ciertos periodos de tiempo en Perú y Chile, pero esto se da en periodos de mediana y baja volatilidad. Para Colombia no se logra obtener evidencia estadística consistente a favor de la PPP.

Contenido

I.	Introducción	1
II.	Estado actual de los conocimientos	4
2.1.	Estado actual de los conocimientos teóricos	4
2.1.1.	La ley de un solo precio	4
2.1.2.	Versión absoluta de la paridad de poder de compra	4
2.1.3.	Versión relativa de la paridad de poder de compra	5
2.2.	Estado actual de los conocimientos empíricos.....	6
2.2.1.	Primera generación: técnicas sencillas	6
2.2.2.	Segunda generación: técnicas univariadas.....	7
2.2.3.	Tercera generación: técnicas de cointegración multivariadas	7
2.2.4.	Cuarta generación: estudios de largo plazo y datos de panel	9
2.2.5.	Quinta generación: técnicas no lineales.....	9
III.	Hipótesis.....	11
3.1.	Hipótesis específicas.....	11
IV.	Metodología.....	12
4.1.	Enfoque lineal.....	12
4.1.1.	Raíz unitaria en la relación de tipo de cambio real.....	13
4.1.2.	Prueba de Dickey Fuller Aumentado (ADF)	13
4.1.3.	Análisis de cointegración	14
4.1.3.1.	Determinación del vector de cointegración	14
4.1.3.2.	Pruebas para la cointegración	15
4.2.	Enfoque no lineal.....	15
4.2.1.	Modelos de cambio de régimen de transición determinística y suave (STAR).....	15
4.2.2.	Modelos de cambio de régimen tipo Markov (MS)	17
V.	Análisis de los datos de Perú, Chile y Colombia 1960 - 2011.....	19
5.1.	El caso peruano.....	24
5.2.	El caso colombiano	29
5.3.	El caso chileno	31

VI.	Resultados	35
6.1	Enfoque lineal.....	35
6.1.1	Identificación de outliers y prueba de raíz unitaria	35
6.1.2	Detección de outliers	37
6.1.3.	ADF corregido por outliers aditivos	39
6.1.4.	Cambio estructural y prueba de Perron y Yabu.....	39
6.1.5.	Cointegración.....	¡Error! Marcador no definido.
6.2.	Enfoque no lineal.....	466
6.2.1.	Caso peruano	477
6.2.2.	Caso colombiano	545
6.2.3.	Caso chileno	623
VII.	Conclusiones	69
VIII.	Tablas Anexas.....	73



I. Introducción

En Latinoamérica el tipo de cambio nominal pareciera presentar distintos regímenes dentro del periodo de 1960-2015. En este periodo se distinguen fases donde el crecimiento del tipo de cambio nominal tiene una pendiente poco pronunciada, pero existen otros periodos con depreciación acelerada y alta volatilidad. Este tipo de comportamiento se aprecia principalmente entre mediados de la década de los 70 y 80 debido al aumento de los pasivos externos netos y graves desbalances fiscales. La presente investigación verificará el cumplimiento de la paridad de poder de compra (PPP) para los casos de Perú, Chile y Colombia comparados contra Estados Unidos aplicando una metodología econométrica no lineal.

El trabajo tiene un objetivo principal, el cual es evaluar el cumplimiento de la hipótesis de la PPP tomando en cuenta una gran amplitud temporal. La elección de estos países se debe al similar desempeño económico que tuvieron en los últimos años, así como al alto grado de integración comercial existente entre ellos dentro de la región latinoamericana.

Entre las dos versiones de la PPP se considera que la que podría ajustarse mejor a los datos es la versión relativa aproximada. Ésta es menos restrictiva que la versión absoluta porque no necesita que la conformación de la canasta de índices de precios al consumidor de la economía doméstica sea igual a la extranjera.

Sarno y Taylor (2002) resaltan la importancia del cumplimiento de la PPP para la determinación del grado de desalineamiento del tipo de cambio nominal, el establecimiento de paridades cambiarias y la comparación de niveles de ingreso a nivel internacional. Por tanto, la investigación analiza si los datos son consistentes con la hipótesis de PPP. Es decir, si los coeficientes que involucran a las variables inflación de Perú, Colombia y Chile contra la depreciación del dólar americano son iguales a 1, usando para ello regresiones independientes para cada país. Con este fin, se tomarán en cuenta los posibles regímenes provocados por hechos políticos, económicos, internacionales, entre otros y sus efectos en las variables empleadas en la teoría. Las principales variables a utilizar son la depreciación y la inflación del país doméstico y extranjero.

El empleo de modelos de series temporales no lineales en lugar de los de datos de panel estaría justificado en el uso de estimadores más apropiados que capten la información de la variabilidad observada en los gráficos anteriores. Si las variables no presentan excesiva variabilidad temporal pero sí transversal, la aproximación con datos de panel aportaría capacidad extra para esa estimación, así como mayor poder a los prueba de raíz unitaria. Morales (2011) indica que los tipos de cambio deberían ser modelados como un fenómeno no lineal debido a la presencia de distintos regímenes dados por las presiones cambiarias y la intervención de la autoridad monetaria en el mercado cambiario.

Sin embargo, debido a que la hipótesis de la PPP establece que los coeficientes de las variables de inflación deberían ser iguales a 1 para cada país analizado, el cumplimiento de dicha hipótesis establece indirectamente una escasa variabilidad transversal (entre países). En este sentido, Caporale y Cerrato (2004) resaltan el mayor poder de los prueba de raíz unitaria y cointegración en modelos de datos de panel, pero indican que este método no es compatible con la hipótesis de PPP por los supuestos que asume. Además, Caporale y Cerrato (2004) destacan que los problemas típicos encontrados en los modelos de series de tiempo se amplifican al usar datos de panel en el estudio de la PPP, dificultando la inferencia de los resultados.

Según la literatura (Froot y Rogoff (1995), Rogoff (1996), Sarno y Taylor (2002) y Taylor y Taylor (2004)) la PPP es una condición que debería cumplirse en el largo plazo. Por lo tanto, es necesario el uso de los prueba de raíz unitaria y la metodología de cointegración para corroborar la validez de la PPP. No obstante, debido al comportamiento de las variables y el periodo de estudio, es importante determinar que el método econométrico a utilizar pueda capturar e identificar distintos regímenes.

Para el caso peruano los trabajos realizados por Arena y Tuesta (1998) y Ferreyra y Herrada (2003) analizan los determinantes de tipo de cambio real. Entre sus fundamentos consideran a la productividad, los términos de intercambio, el balance fiscal, el nivel de activos externos netos y el nivel de arancel. En conclusión, proponen a la PPP como una teoría que permite establecer los determinantes del tipo de cambio.

Para los casos chileno y colombiano el trabajo elaborado por Muñoz (2011) evalúa empíricamente la PPP para el periodo 1997 – 2008. Los resultados evidencian un rechazo

de la PPP relativa debido a problemas de autocorrelación, pero plantea su posible cumplimiento para un horizonte de tiempo más amplio.

La presente investigación obtiene resultados mixtos sobre la PPP para los 3 países aplicando el enfoque no lineal. Se cumple la PPP para ciertos periodos de tiempo en Chile y Colombia, pero esto se da en regímenes de mediana y alta volatilidad. Para Perú no se logra obtener evidencia a favor de la PPP.



II. Estado actual de los conocimientos

2.1. Estado actual de los conocimientos teóricos

La paridad de poder de compra (PPP) es una teoría planteada por Karl Gustav Cassel¹. Ésta se basa en la ley de un solo precio (LOOP), la cual en su versión absoluta indica que «un mismo bien debería costar lo mismo en distintos países si los precios son expresados en términos de la misma moneda» (Sarno y Taylor 2002:52).

Es destacable la simplicidad de la PPP, concluyéndose que los niveles de precios nacionales deben ser los mismos si se comparan utilizando una misma moneda (Rogoff 1996). Esta proposición se basaría en las fuerzas de arbitraje dentro del mercado de bienes dadas por la LOOP. De la literatura empírica, Rogoff (1996) indica dos hechos que se cumplen con regularidad:

- En el muy largo plazo el tipo de cambio real tiende a la PPP, pero la velocidad de convergencia es lenta.
- En el corto plazo las desviaciones de la PPP son largas y volátiles.

2.1.1. La ley de un solo precio

La LOOP en su versión absoluta indica que para cualquier bien i se cumple:

$$P_i = EP_i^* \quad (1)$$

donde P_i es el precio del bien i en moneda local, P_i^* es el precio en moneda extranjera y E es el tipo de cambio definido como el precio en moneda local de la moneda extranjera. La LOOP se cumple en el límite debido a los aranceles, costos de transporte y barreras no arancelarias (Rogoff 1996). Estos costos generan una brecha entre precios, siendo ésta mayor o menor dependiendo de la negociabilidad del bien.

2.1.2. Versión absoluta de la paridad de poder de compra

Se define a la PPP en su versión absoluta como «el tipo de cambio entre dos monedas que igualaría los niveles de precios de dos países si se expresaran en una moneda común con esa tasa, entonces el poder de compra de una unidad en una moneda tendría

¹ Economista sueco, Universidad de Salamanca en el siglo XVI.

que ser la misma para ambas economías» (Sarno y Taylor 2002: 51). Cabe resaltar que la PPP, tanto en su versión absoluta como relativa, considera el nivel general de precios, que son los precios ponderados de un conjunto de productos que forman parte de una cesta de referencia.

Matemáticamente, la hipótesis de la PPP requiere:

$$\sum_{i=1}^N \alpha_i P_{i,t} = S_t \sum_{i=1}^N \alpha_i P_{i,t}^* \quad (2)$$

donde los pesos de la sumatoria $\sum_{i=1}^N \alpha_i$ deberían ser igual a 1. De la hipótesis S_t es el tipo de cambio nominal en el periodo t, $P_{i,t}$ es el precio del bien i en moneda doméstica en el periodo t y $P_{i,t}^*$ es el precio del bien i en moneda extranjera para el periodo t.

2.1.3. Versión relativa de la paridad de poder de compra

La versión relativa propone que «el ratio de depreciación de una moneda relativa a otra es igual a la diferencia de la inflación agregada de precios entre 2 países» (Sarno y Taylor 2002: 51). Por tanto, el tipo de cambio real es igual al nominal ajustado por la diferencia relativa de los precios nacionales en niveles.

La PPP relativa afirma que los precios y los tipos de cambio varían en una proporción que mantiene constante el poder adquisitivo de la moneda nacional de cada país en relación con el de las otras divisas. En su versión original se expresa de la siguiente forma:

$$\frac{S_t - S_{t-1}}{S_{t-1}} = \frac{(P_t^* - P_{t-1}^*)}{P_{t-1}^*} - \frac{(P_t - P_{t-1})}{P_{t-1}} \quad (3)$$

La expresión anterior puede aproximarse del siguiente modo:

$$\frac{S_t - S_{t-1}}{S_{t-1}} = \pi^* - \pi \quad (4)$$

donde:

π^* : tasa de inflación extranjera

π : tasa de inflación nacional

La PPP relativa en su versión aproximada es menos restrictiva que la original debido a que toma en cuenta las variaciones de los índices de precios y no sus valores absolutos. Por lo tanto, no es necesario que la conformación de las canasta de índices de precios al consumidor sean iguales en los dos países.

Krugman y Obstfeld (2006) señalan la dificultad de encontrar países que utilicen la misma cesta de productos para el cálculo de sus índices de precio, por lo que el uso de la PPP absoluta carece de sentido. En consecuencia, sugieren el uso de la PPP relativa cuando se usan estadísticas oficiales sobre índices de precio. Además indican que es lógica la comparación de variaciones porcentuales de los tipos de cambio con las inflaciones (PPP relativa en su versión aproximada) para la evaluación de la PPP.

2.2. Estado actual de los conocimientos empíricos

Se tiene una muy variada literatura empírica relacionada a la PPP. Siguiendo la clasificación de Calderón y Duncan (2003) se pueden dividir a estos estudios empíricos en 5 generaciones, divididos básicamente por la metodología econométrica utilizada. A continuación se detallarán estas generaciones y los distintos enfoques que utilizaron.

2.2.1. Primera generación: técnicas sencillas

Básicamente en esta etapa se probaba la siguiente ecuación fundamental de la PPP en su versión absoluta:

$$E_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 P_t^* + u_t \quad (5)$$

donde E_t es el tipo de cambio nominal, P_t es el nivel de precios doméstico, P_t^* es el nivel de precios extranjero y u_t es el término de error. La técnica econométrica utilizada era mínimos cuadrados ordinarios (MCO), obteniendo resultados con evidencia a favor y en contra de la PPP. Ferreyra y Herrada (2003) indican que sólo se obtuvieron resultados favorables en situaciones de alta inflación. Para probar el cumplimiento de la PPP, las estimaciones exigían el cumplimiento de la condición de simetría $\beta_1 = \beta_2$ y de homogeneidad $\beta_1 = \beta_2 = 1$.

Dentro de esta etapa se puede mencionar el trabajo de Macías (2003). El autor determina que la PPP en México se cumple en el largo plazo, siendo esta relación una buena aproximación del tipo de cambio teórico real. La utilidad consiste en comparar el tipo de cambio nominal con el teórico y determinar un nivel de sobrevaluación, lo cual se cumplirá si las variaciones de tipo de cambio afectan al comercio exterior del país. Con este fin, probar la validez de la PPP para el periodo 1982- 2002 utilizando una frecuencia mensual, trimestral y anual mediante el método MCO.

Macías (2003) estima la siguiente regresión:

$$\Delta E = \beta_0 + \beta_1 \left[\frac{(\Delta P - \Delta P_M^*)}{1 + \Delta P_M^*} \right] + \mu \quad (6)$$

donde ΔE es la variación del tipo de cambio nominal, ΔP es la inflación mexicana, ΔP_M^* es la inflación de norteamericana y μ es el término de error. Si la PPP se cumpliera entonces β_0 debería ser cercano a cero y β_1 cercano a 1. Macías (2003) obtiene resultados distintos sobre la validez de la PPP según la frecuencia de tiempo, cumpliéndose para la mensual.

Calderón y Duncan (2003) resaltan que la inferencia estadística obtenida en esta etapa presenta problemas debido a que no toma en cuenta que las series temporales son procesos no estacionarios. Por tanto, si u es no estacionario entonces cualquier relación obtenida de la ecuación (5) es espuria.

2.2.2. Segunda generación: técnicas univariadas

En esta etapa se aplican técnicas de cointegración y raíz unitaria para el tipo de cambio real, probando si era estacionario o no. Básicamente se encuentra evidencia en contra de la PPP. La prueba de raíz unitaria del tipo de cambio real asumía la validez de 2 condiciones en la ecuación (5): la de simetría $\beta_1 = -\beta_2$ y la de proporcionalidad $\beta_1 = 1$ y $\beta_2 = -1$.

2.2.3. Tercera generación: técnicas de cointegración multivariadas

El enfoque se da en la relación de largo plazo entre el tipo de cambio y los precios, aplicando para ello técnicas de cointegración. Se utilizan tanto técnicas uniecuacionales como vectores autoregresivos con corrección de errores (método de Johansen). En esta generación también se obtienen resultados mixtos.

Sarno y Taylor (2002) indican que la combinación lineal a probar es:

$$s_t + \kappa \pi_t = z_t \quad (7)$$

donde s_t es el tipo de cambio nominal y π_t es el precio relativo (aproximadamente igual a $p_t - p_t^*$). En el contexto de probar la PPP se desearía que tanto s_t como π_t fueran variables integradas de orden 1 (I(1)) y que z_t debería revertir a la media.

Kugler y Lenz (1993) prueba la validez de la PPP usando la metodología de cointegración multivariada de Johansen para el tipo de cambio real, precios domésticos y extranjeros. El análisis se basa en los datos mensuales de quince monedas, principalmente de países industrializados, utilizando como base el marco alemán para el periodo 1973 – 1990.

Kugler y Lenz (1993) utilizan la siguiente relación lineal en base a la versión relativa de la PPP:

$$e_t = a + p_t + p_t^* + \eta_t \quad t=1, 2, \dots, n \quad (8)$$

donde e_t es el logaritmo del tipo de cambio nominal, p_t es el logaritmo del nivel de precios nacional, p_t^* es el logaritmo del nivel de precios extranjero y η_t es término de error estocástico de media cero que captura las desviaciones de corto plazo de la PPP. Entonces, una restricción para el cumplimiento de la PPP es $a = 0$. Siguiendo el método de Engle y Granger se hace la regresión y se prueba si los residuos son $I(0)$.

Para el análisis se define el vector $Z_t = [e_t p_t p_t^*]$, donde las 3 variables se asumen $I(1)$. En el largo plazo la PPP implica que $Z_t \beta$ es estacionario para $\beta' = [1 \ -1 \ 1]$. Para probar la estacionariedad de $Z_t \beta$ Kugler y Lenz (1993) usan prueba de raíz unitaria.

Entre las principales conclusiones Kugler y Lenz obtienen que la PPP se cumple en el largo plazo para seis monedas europeas, estando el dólar americano dentro de las que no cumplen. En los demás países los resultados son mixtos, dependiendo del número de rezagos utilizados en el VAR. Para el caso del dólar americano y el no cumplimiento de la PPP, Kugler y Lenz proponen como motivo que los choques que afectaron a Estados Unidos en los ochentas provocaron cambios permanentes en los precios relativos de los bienes comerciables.

Siguiendo este análisis, Kugler y Lenz se plantean si el ingreso del sistema monetario europeo (EMS) es de importancia para el no rechazo de la PPP. Sin embargo, la evidencia empírica con el ingreso del EMS no es tan sólida para los países fuera del sistema, lo cual se debería a que el EMS solo asocia tipos de cambio nominales.

Núñez y Bustamante (2011) utilizan una metodología econométrica lineal con vectores autoregresivos (VAR) para determinar el cumplimiento de la PPP entre el sol peruano y el dólar americano, así como los prueba de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para detectar la

presencia de raíz unitaria. Los resultados del trabajo, para el periodo de estudio (1992 - 2011), muestran que el tipo de cambio no es estacionario, por lo cual es probable que la PPP no se cumpla. Las distintas metodologías de cointegración como la de Engle y Granger y la de Johansen no prueban que los datos cumplan con la hipótesis de PPP.

2.2.4. Cuarta generación: estudios de largo plazo y datos de panel

La literatura en esta generación sigue dos rutas para resolver el problema de bajo poder de los prueba de raíz unitaria para muestras pequeñas: estudios de largo plazo y datos de panel. En el primer grupo cabe destacar los trabajos de Frankel (1986), Edison (1987), y Taylor (2002). En el segundo grupo, basado en técnicas de prueba de raíz unitaria para datos de panel y coitengración, destacan los trabajos de Frankel y Rose (1996), Papell (1997) y Cheung y Lai (2000).

Una crítica hacia los estudios de largo plazo es la no consideración de la existencia de múltiples regímenes para el tipo de cambio. Después de la eliminación del acuerdo de Bretton Woods, se hizo necesario analizar por separado los periodos previo y post Bretton Woods. Los estudios de datos de panel fueron la respuesta. Sin embargo, como indican Caporale y Cerrato (2004) este método no es compatible con la hipótesis de PPP por los supuestos que asumen. Además, Caporale y Cerrato destacan que los problemas típicos encontrados en los modelos de series de tiempo se amplifican al usar datos de panel en el estudio de la PPP, dificultando la inferencia de los resultados.

2.2.5. Quinta generación: técnicas no lineales

En esta última generación se asume que el tipo de cambio real es una serie no lineal debido a la evidencia empírica. Keane y otros (1997) y Taylor y otros (2001) muestran evidencia en contra de la no linealidad del tipo de cambio real usando modelos autoregresivos por tramos (TAR) y de cambio de régimen de transición suave (STAR).

Kanas (2006) utiliza modelos de cambio de régimen Markov, las prueba de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y la prueba DF-GLS de Elliott para encontrar evidencia de la hipótesis de PPP en el siglo XX para dieciséis países. Kanas encuentra evidencia de que el

régimen depende de la estacionariedad de la serie de tipo de cambio real. En otras palabras, la PPP debería mantenerse siempre y cuando el tipo de cambio real sea estacionario.

En cuanto a los resultados obtenidos mediante el modelo de cambio de régimen Markov, éste demuestra que la probabilidad de que el tipo de cambio real sea estacionario durante el siglo XX es menor al 50% en países como Italia, España y Portugal. Adicionalmente, el autor compara hechos importantes del siglo XX, como Bretton Woods. Durante esta conferencia monetaria y financiera de las Naciones Unidas realizada en 1944 se establecieron las reglas para las relaciones comerciales y financieras entre los países más industrializados del mundo. Finalmente, Kanas encuentra que la PPP tiene un desempeño ligeramente mejor en este periodo que en otros.



III. Hipótesis

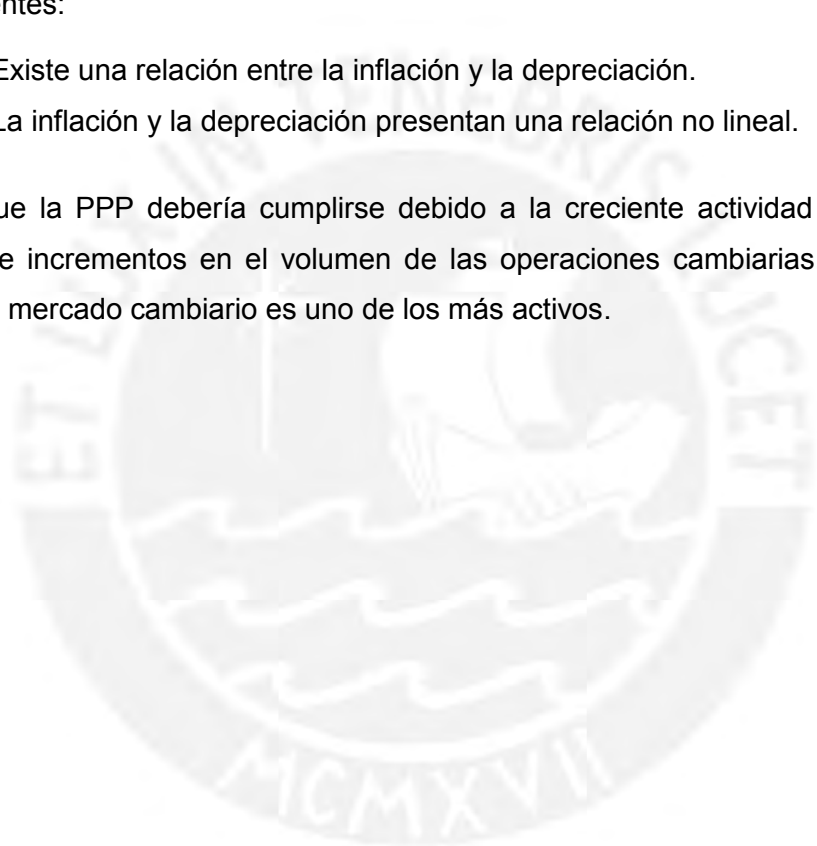
La investigación busca evaluar el cumplimiento de la PPP para Perú, Chile y Colombia. Por tanto, la hipótesis general es que existe la PPP como una condición de equilibrio para Perú, Chile y Colombia.

3.1. Hipótesis específicas

Son las siguientes:

1. Existe una relación entre la inflación y la depreciación.
2. La inflación y la depreciación presentan una relación no lineal.

Se plantea que la PPP debería cumplirse debido a la creciente actividad del comercio internacional e incrementos en el volumen de las operaciones cambiarias. En términos financieros, el mercado cambiario es uno de los más activos.



IV. Metodología

La evaluación de la PPP para los 3 países se dará primero bajo el enfoque lineal y luego bajo el no lineal, determinando cual es el que mejor se ajusta a los datos. La econometría lineal se enfoca en estimaciones de un vector de parámetros constantes, los cuales describen el tipo de relación existente entre las variables explicativas y la explicada. Sin embargo, las decisiones y hechos económicos son cambiantes por lo que las ecuaciones matemáticas y los modelos son difícilmente aplicables empíricamente. Por tal motivo, se haría necesario el uso de la metodología no lineal.

4.1. Enfoque lineal

Siguiendo el enfoque lineal, Sarno y Taylor (2002) avalan la PPP en el largo plazo en economías desarrolladas, aunque sus estimaciones para el corto plazo revelan desviaciones persistentes de los tipos de cambios respecto de sus fundamentales. Estas desviaciones respecto a sus fundamentos sugieren el empleo de metodologías que permitan establecer equilibrios de largo plazo como el método de Johansen de cointegración para modelos VAR. Las desviaciones respecto a sus fundamentos también pueden ser explicadas por los tipos de política cambiaria existentes en los distintos países, cambios políticos, económicos, internacionales, entre otros. Los cambios en dichas variables fueron bruscos y justificarían el empleo de metodologías que permitan capturar posibles cambios de régimen.

La versión de la PPP a utilizar será la relativa, utilizando la versión aproximada. Esta elección se debe a los resultados obtenidos empíricamente para cada país.

Se plantea probar la hipótesis de PPP, para lo cual se usarán prueba de raíz unitaria y cointegración. Greene (2011) explica que existe raíz unitaria cuando la ecuación característica del proceso generador de datos solo tiene una raíz que es igual a 1. Sin embargo, advierte que una serie que presenta raíz unitaria lleva a errores potenciales al hacer inferencia.

Para probar la no estacionariedad del tipo de cambio real se aplicarán los prueba de raíz unitaria. Hamilton (1994) define a una serie de tiempo como un proceso estacionario

como aquel donde la media u_t y la autocovarianza γ_{jt} no dependen del periodo t . Es decir, se cumple lo siguiente:

$$E(Y_t) = \mu, \text{ para todo } t \quad (9)$$

$$E(Y_t - \mu)(Y_{t-j} - \mu) = \gamma_{jt}, \text{ para todo } t \text{ y cualquier } j \quad (10)$$

Se utilizarán los datos de los índices de precios, de la inflación y del tipo de cambio nominal bilateral (para el sol peruano, peso chileno y peso colombiano) con respecto al dólar americano. Los datos corresponderán al periodo de 1960 – 2011 (51 años) con frecuencia trimestral.

4.1.1. Raíz unitaria en la relación de tipo de cambio real

Se evalúa la presencia de un proceso de raíz unitaria en logaritmos para el tipo de cambio real. Si la hipótesis de raíz unitaria no se puede rechazar, entonces no existiría evidencia para respaldar la hipótesis de PPP. Para ello se utilizan las siguientes pruebas:

- Dickey-Fuller Aumentado (ADF)
- Phillips-Perron (PP)
- La prueba de Dickey-Fuller para la versión de mínimos cuadrados generalizados (GLS) (DF-GLS) de Elliott, Rothenberg y Stock (1996)
- La versión modificada de la prueba de PP por Ng y Perron (2001)

Para determinar el número de rezagos se usarán los criterios de Schwarz y de Hannan-Quinn. Estos serán aplicados para cada prueba de raíz unitaria.

4.1.2. Prueba de Dickey Fuller Aumentado (ADF)

La prueba ADF permite comprobar la existencia de raíz unitaria para la serie de tipo de cambio real. Las ecuaciones a comprobar son las siguientes:

$$\text{Log}(TCR_t^{Per}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log}(TCR_{t-1}^{Per}) + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\text{Log}(TCR_t^{Colombia}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log}(TCR_{t-1}^{Colombia}) + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\text{Log}(TCR_t^{Chile}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log}(TCR_{t-1}^{Chile}) + \varepsilon_t \quad (13)$$

donde TCR es el tipo de cambio real para cada país. La prueba ADF asume que las perturbaciones son ruido blanco. Los estadísticos son los siguientes:

$$DF_{\tau} = \frac{\hat{\alpha} - 1}{\text{Error estandar}(\hat{\alpha})} \quad (14)$$

$$DF_{\alpha} = \frac{T(\hat{\alpha} - 1)}{1 - \hat{\alpha}_1 - \dots - \hat{\alpha}_p} \quad (15)$$

4.1.3. Análisis de cointegración

Para efectuar un análisis de cointegración es necesario que las series involucradas tenga el mismo orden. Por lo tanto, el objetivo es probar la presencia de vectores de cointegración: combinaciones lineales de las series involucradas que guarden una relación económica de equilibrio de largo plazo. La formulación analíticamente puede ser planteada de la siguiente forma:

$$\beta_1 e_t^p + \beta_2 p^* - \beta_3 p_{per} = u_t \quad (16)$$

$$\beta_1 e_t^{col} + \beta_2 p^* - \beta_3 p_{col} = u_t \quad (17)$$

$$\beta_1 e_t^{chi} + \beta_2 p^* - \beta_3 p_{chi} = u_t \quad (18)$$

donde e_t es el tipo de cambio nominal bilateral para los tres países contra el dólar americano, p^* es el índice de precios en Estados Unidos, p_{per} es el índice de precios de Perú, p_{col} es el índice de precios de Colombia y p_{chi} es el índice de precios de Chile.

Si existiese un vector de cointegración para cada ecuación planteada habría evidencia para afirmar que hay una tendencia al equilibrio en el largo plazo. Esto confirmaría el cumplimiento de la PPP entre Perú, Chile y Colombia contra los Estados Unidos.

4.1.3.1. Determinación del vector de cointegración

Se plantea estimar las siguientes ecuaciones:

$$\ln e_t^p = a_0 + a_1 t + \beta_2 \ln p^* - \beta_3 \ln p_{per} + u_t \quad (19)$$

$$\ln e_t^{chi} = a_0 + a_1 t + \beta_2 \ln p^* - \beta_3 \ln p_{chi} + u_t \quad (20)$$

$$\ln e_t^{col} = a_0 + a_1 t + \beta_2 \ln p^* - \beta_3 \ln p_{col} + u_t \quad (21)$$

donde e_t es el tipo de cambio nominal bilateral para los tres países contra el dólar americano, p^* es el índice de precios en Estados Unidos, p_{per} es el índice de precios de Perú, p_{col} es el índice de precios de Colombia, p_{chi} es el índice de precios de Chile y t es la tendencia.

Dentro del sistema se incorpora la tendencia e intercepto para obtener una cointegración determinística. Se busca determinar la existencia de un vector de cointegración, $\beta = (1, -a_0, -a_1, -a_2, -a_3)$, mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

4.1.3.2. Pruebas para la cointegración

Para determinar si existe cointegración en las ecuaciones antes planteadas observamos el residuo de cada ecuación y aplicamos los prueba de raíz unitaria. En caso de que se rechace la hipótesis de raíz unitaria, se puede afirmar que las series cointegran y por tanto la existencia de equilibrio de largo plazo.

4.2. Enfoque no lineal

Según los resultados anteriores y la significancia de cambio estructural de la prueba de Perron y Yabu (2009) se podrá justificar el empleo de modelos no lineales como los Modelos de Cambio de Régimen de Transición Determinística y Suave o *Smooth Transition Autoregressive* (STAR) popularizados por Granger y Teräsvirta (1993) y los Modelos de Cambio de Régimen de Transición Estocástica tipo Markov o Markov Switching (MS) desarrollados por Hamilton (1989) y Krolzig (1996, 1997, 2002). La elección de este tipo de modelo dependerá de la propia naturaleza de los datos y de la calidad de ajuste que presenten.

4.2.1. Modelos de cambio de régimen de transición determinística y suave (STAR)

Granger y Teräsvirta (1993) señalan que los modelos STAR tiene como supuesto que los cambios de regímenes son generados por una variable de transición observable y esta puede ser endógena rezagada, exógena o una combinación de ambas la cual cruza un umbral c . Si el modelo incluye una función de transición logística tendríamos un LSTAR, el cual será utilizado en esta investigación.

Para el cálculo de los modelos STAR se deben seguir los siguientes pasos:

- Determinación de la variable de transición.

- Estimación de los valores parámetros de gradualidad (gamma) y el punto del umbral, necesarios para la especificación adecuada de un modelo STAR.
- Evaluación del modelo para lo cual se emplean diversas pruebas como autocorrelación de error, prueba de no constancia en los parámetro y normalidad o Jarque-Bera.

Para los modelos de STAR se debe calcular la función de transición $G(\gamma, c, s_t)$:

$$y_t = \phi'z_t + \theta'z_t G(\gamma, c, s_t) + u_t, \quad u_t \sim iid(0, \sigma^2)$$

$$G(\gamma, c, s_t) = \left(1 + \exp\left\{-\gamma \prod_{k=1}^K (s_t - c_k)\right\} \right)^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (22)$$

la cual depende de las variables de transición s_t , punto umbral (c) y los parámetros de gradualidad (gamma γ).

Para la elección de la variable de transición se somete a todas las posibles variables de transición a la prueba de linealidad. Dicho prueba sugiere la cantidad de umbrales que podría tener el modelo así como la mejor las variables de transición:

$$y_t = \beta_0'z_t + \sum_{j=1}^3 \beta_j'z_t s_t^j + u_t^* \quad (23)$$

donde la parte lineal está representada por z_t y la parte no lineal está representada por s_t . La prueba evalúa que los coeficientes de la parte no lineal sean $B_j = 0$. De ser así el modelo es lineal, de lo contrario se debe emplear un modelo no lineal.

La elección de los mejores parámetros de nivel gradualidad (gamma) y el punto del umbral se realiza mediante el algoritmo Newton-Raphson, el cual calcula la suma de los residuos al cuadrado según los parámetros antes señalados y selecciona aquel que tenga el menor valor. Posteriormente, con la elección de los parámetros de transición se realiza una correcta especificación del modelo de regresión logarítmico y se procede a estimar el modelo más adecuado.

La evaluación del modelo estima se realiza mediante las siguientes herramientas:

- Prueba de no autocorrelación de errores.
- Prueba de no constancia en los parámetros.
- Prueba de normalidad de Jarque-Bera.

4.2.2. Modelos de cambio de régimen tipo Markov (MS)

Existe la posibilidad que la variable de transición sea no observable por lo que es necesaria una estimación tipo Markov-Switching. Según de Hamilton (1989) y Goodwin (1993), la PPP puede ser modelada de la siguiente manera:

$$y_t = v(s_t) + \sum_{j=1}^p A_j(s_t)y_{t-1} + u_t \quad (24)$$

donde el error es un proceso Gaussiano condicional en s_t . La variable de estado (s_t) es una variable aleatoria discreta que describe un número finito de posibles regímenes, donde cada dato provendría de un s_t específico no observable por lo que hay que inferir la probabilidad que una determinada observación provenga de un régimen en particular. Asimismo, se asume el mismo número de rezagos en cada régimen y que todos los parámetros cambian en el mismo momento.

En un modelo AR (p) con cambios tipo cadena de Markov se asume que el régimen s_t es generado por una cadena de Markov no observable, homogénea y ergódica, de estado discreta:

$$\Pr (s_t / S_{t-1}, Y_{t-1}; X_t) = \Pr (s_t / s_{t-1}; \rho) \quad (25)$$

definida por las probabilidades de transición:

$$p_{ij} = \Pr (s_{t+1} = j / s_{t-1} = i)$$

$$p_{ij} = \Pr (s_{t+1} = j / s_{t-1} = i)$$

y la condición que:

$$\sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, M\}$$

La no-linealidad del modelo se da porque el proceso está sujeto a cambios discretos en media, entre estados de crecimiento alto y bajo. Estos cambios discretos tienen su propia dinámica especificados en una matriz de cadenas de Markov.

Siguiendo a Bazán (2011) se utilizó el Algoritmo de Maximización de Expectativas (EM) para encontrar estimadores de máxima verosimilitud de los parámetros de un modelo

probabilístico, donde el modelo depende de variables latentes no observadas. Los criterios de información de Akaike y Schwarz, así como la función de log-verosimilitud, sirvieron para elegir el mejor modelo, tal como sugieren Krolzig (1997), Rodríguez (2010) y Vuranok (2009).

Los modelos MS aceptan cambios en intercepto, en los coeficientes autoregresivos y en la varianza. Un MSI-VAR es aquel donde solo el intercepto cambia de régimen, MSIH-VAR si adicionalmente la varianza es régimen-dependiente y MSIAH-VAR si los parámetros autoregresivos cambian con el régimen.



V. Análisis de los datos de Perú, Chile y Colombia 1960 - 2015

Analizaremos la evolución de los tipos de cambio nominales bilaterales contra el dólar americano y las inflaciones de Perú, Chile y Colombia para el periodo 1960 – 2015. La revisión histórica de los tipos de cambio y la inflación permitirá explicar mejor los resultados posteriores e identificar posibles distintos regímenes dentro de las series temporales.

La elección de estos tres países se debe al comportamiento y tendencias similares en indicadores económicos y demográficos relevantes a través del tiempo, tales como el PBI (ver Figura 1), el total de reservas (ver Figura 2) y la población (ver Figura 3). Esto revelaría similitudes entre estos países, lo que los haría comparables dentro del análisis de esta investigación.

Figura 1.
PBI de Perú, Chile y Colombia (miles de dólares a precios constantes de 2005) 1960 - 2011

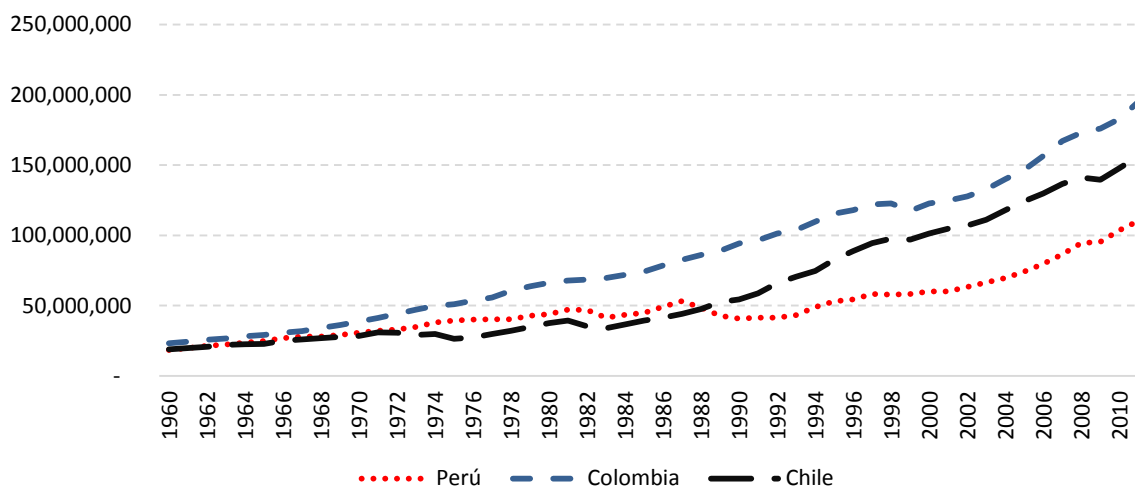
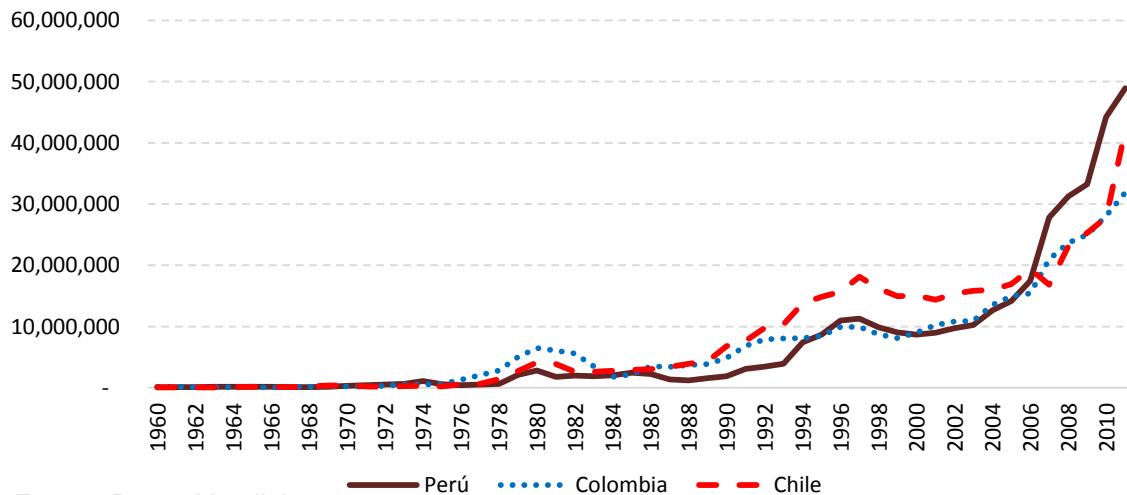
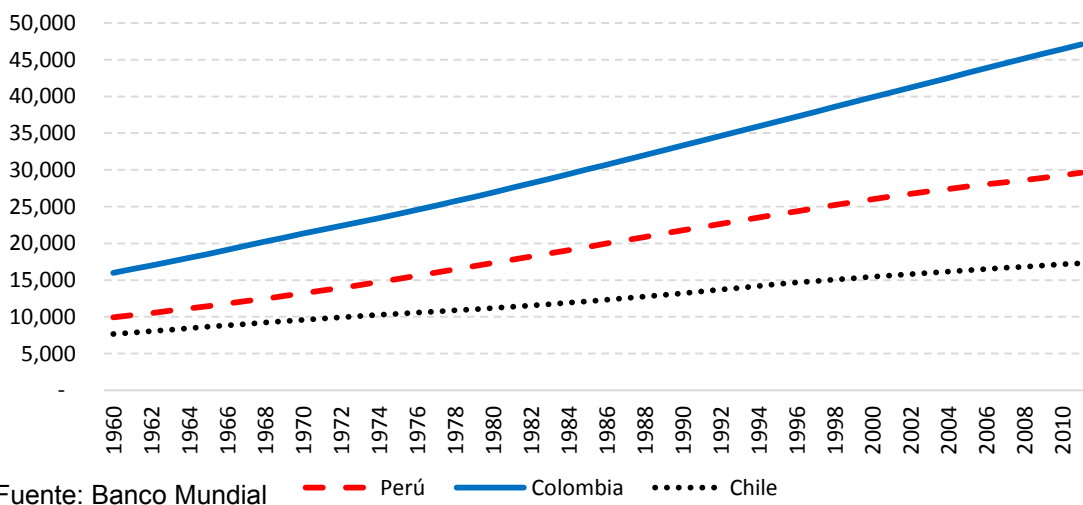


Figura 2.
Total de Reservas de Perú, Chile y Colombia (incluyendo oro en miles de dólares a precios actuales) 1960 - 2011



Fuente: Banco Mundial

Figura 3.
Población de Perú, Chile y Colombia (en miles) 1960 - 2011



Fuente: Banco Mundial

Las economías de Perú, Chile y Colombia presentan características similares en cuanto a su política cambiara, como se puede apreciar en las Figuras 4, 5 y 6. Las tres economías tuvieron tipos de cambio fijo y flotante, asimismo para el caso colombiano y chileno se observa un tipo de cambio reptante.

Figura 4.
Tipo de cambio nominal anual Perú 1950 - 2011
 (en logaritmos)

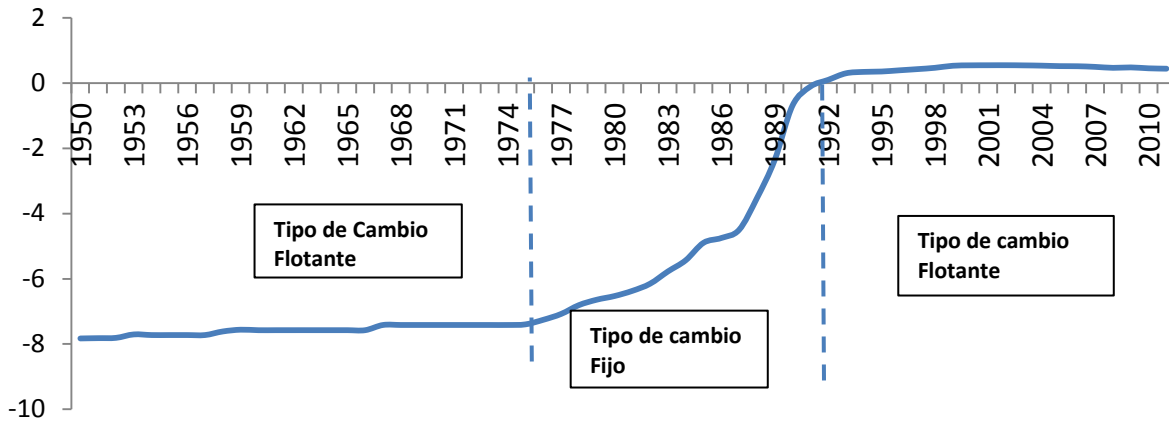


Figura 5.
Tipo de cambio nominal anual Colombia 1950 - 2011
 (en logaritmos)

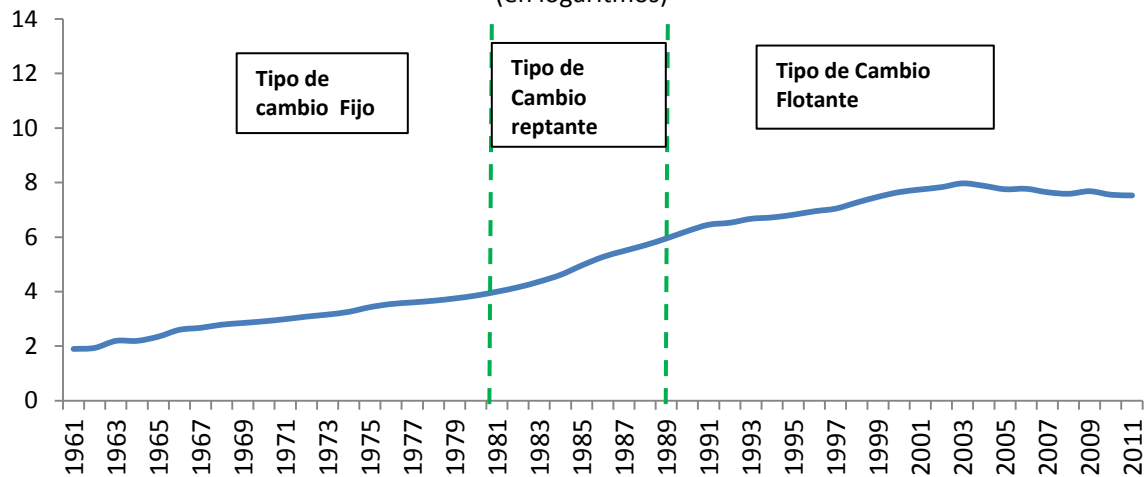
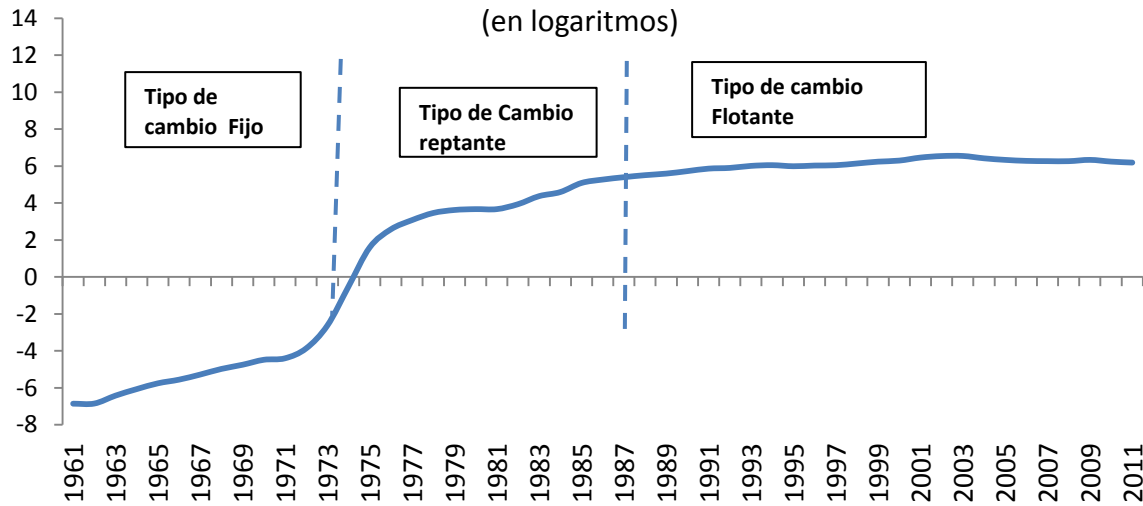


Figura 6.
Tipo de cambio nominal anual Chile 1950 - 2011
 (en logaritmos)



El tipo de cambio fijo estuvo presente en las economías de Colombia y Chile hasta inicio de la década de los setenta². Dichas políticas fueron sostenidas hasta el surgimiento de crisis cambiarias ocasionadas por deterioro de la balanza de pagos (Chile) y caída de los precios del café (Colombia). Para el Perú, el tipo de cambio fijo se empleó hasta inicios de la década de los noventa, la apertura del mercado interno y las políticas de estabilización de la economía fueron las causantes de su desaparición.

En cuanto al tipo de cambio reptante, este fue empleado por Colombia y Chile en la década de los ochenta debido a que estas economías buscaban el equilibrio de su sector externo y el saneamiento de las finanzas públicas, convirtiéndose en parte importante de sus reformas. Para inicios de la década de los noventa las tres economías presentaban tipo de cambio flotante, debido a que era necesaria dado el contexto de reformas y apertura a los mercados internacionales.

Con respecto a la inflación, las economías de Perú, Chile y Colombia presentan características similares con respecto a niveles elevados, moderados y bajos de inflación y volatilidad. Además para el caso peruano presenta una etapa de hiperinflación. En las Figuras 7, 8 y 9 se presenta la inflación (en logaritmos) para cada país según los niveles de volatilidad.

² Para Colombia el tipo de cambio fijo fue empleado hasta 1987.

Figura 7.
Inflación de Perú 1950 - 2011
 (en logaritmos)

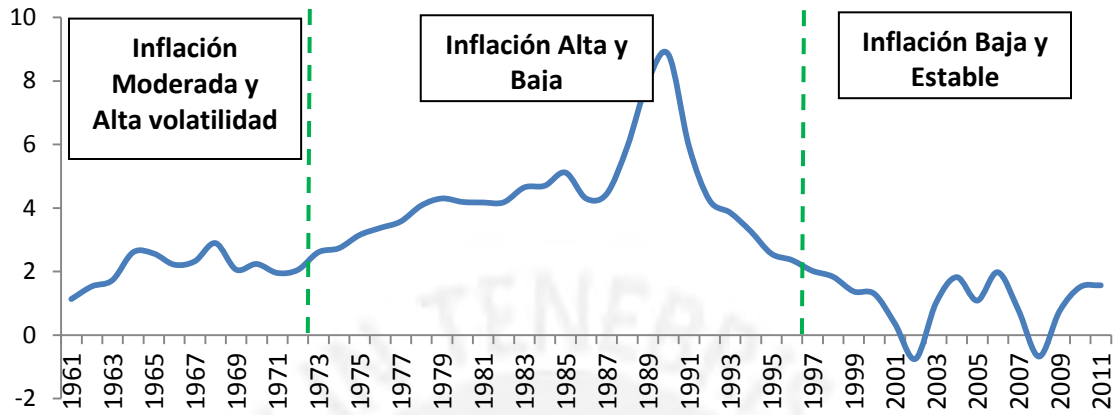


Figura 8.
Inflación de Colombia 1950 - 2011
 (en logaritmos)

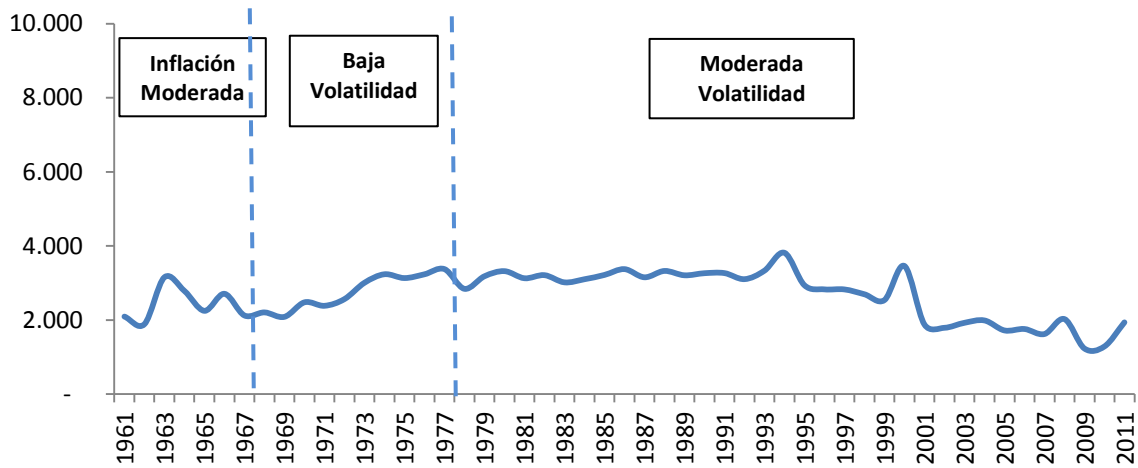
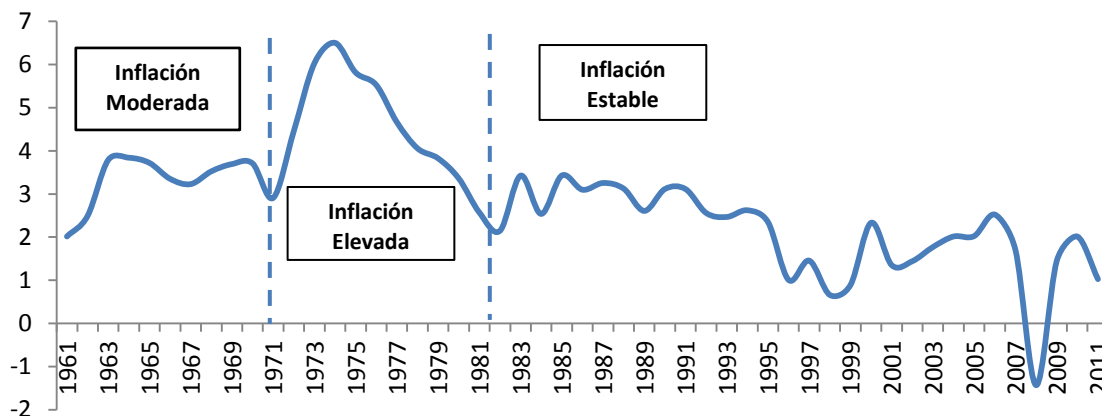


Figura 9.
Inflación de Chile 1960 - 2011
(en logaritmos)



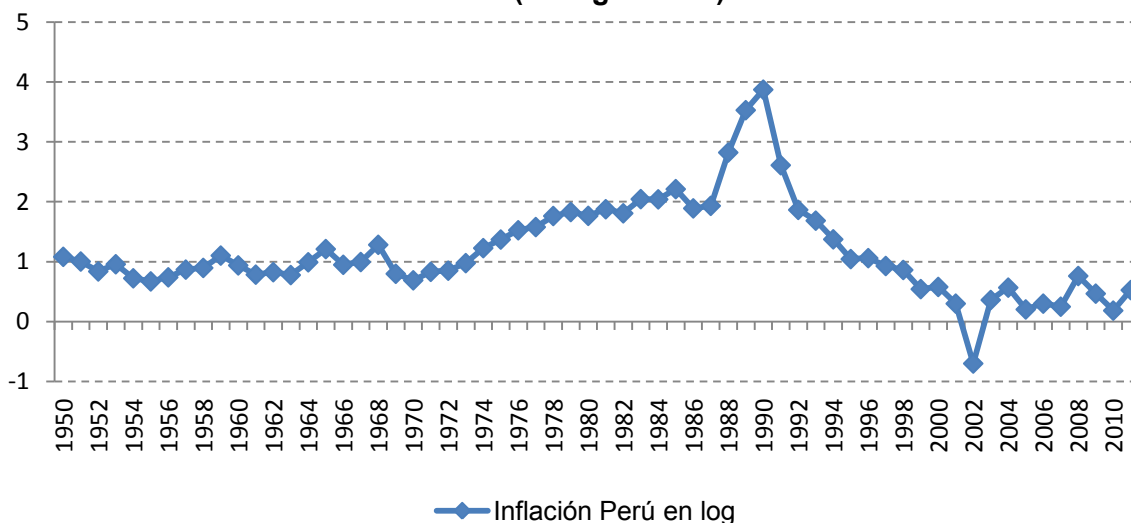
Los tres países presentan niveles de inflación moderada hasta el inicio de la década de los setenta. Sin embargo, presentan niveles de volatilidad distintos. Chile y Perú presentan alta volatilidad, mientras que Colombia presenta una moderada volatilidad.

En cuanto a los niveles de inflación y volatilidad elevados estos se presentan en Chile y Perú desde inicio de los setenta, para el caso peruano estos niveles de inflación se incrementan hasta llegar a su punto máximo a inicio los de los noventa. Por el contrario Colombia presentó, en similar periodo, niveles de inflación estables con baja volatilidad. Finalmente, los niveles de inflación moderada se presentaron en las economías de Chile y Perú desde comienzos de los ochenta y mediados de los noventa, respectivamente.

5.1. El caso peruano

En el caso peruano (ver Figura 10) se observan periodos de alta volatilidad y de elevada inflación. La serie de tiempo utilizada para la inflación peruana es la variación promedio anual del IPC de Lima Metropolitana para el periodo de 1950-2011, información elaborada por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). El promedio de la serie en niveles es de 215.6% y su desviación estándar de 1035.1%.

Figura 10.
Inflación de Perú (en logaritmos) 1950 - 2011



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú

Castillo, Humala y Tuesta (2007) demuestran que la inflación peruana para el periodo 1949 – 2006 posee 3 regímenes claramente diferenciados. El primero es uno de estabilidad de precios (1949 – 1975 y 1994 – 2006), el segundo un régimen de alta inflación y volatilidad (1975 – 1987 y 1991 – 1994) y el tercero de hiperinflación (1988 – 1990).

La inflación peruana para el periodo 1950 – 2011 permite identificar diferencias entre los promedios y desviaciones estándar para los regímenes determinados por Castillo y otros (2007). En la Tabla 1 se presenta un resumen estadístico según los regímenes antes mencionados. Se observan similitudes de los estadísticos de los periodos comprendidos dentro de cada régimen y grandes diferencias entre periodos de distintos regímenes. Esto evidenciaría la presencia de diferentes patrones dentro de la serie 1950 – 2011.

Tabla 1. Resumen estadístico de la inflación peruana (en logaritmos) 1950 - 2011

Régimen	Periodos	Promedio	Desviación estándar
Régimen 1	1950 – 1975	0.9	0.2
	1994 – 2011	0.5	0.5
	Total muestra	0.7	0.4
Régimen 2	1975–1987	1.8	0.2
	1991 – 1994	1.9	0.5
	Total muestra	1.9	0.3
Régimen 3	1988 – 1990	3.4	0.5

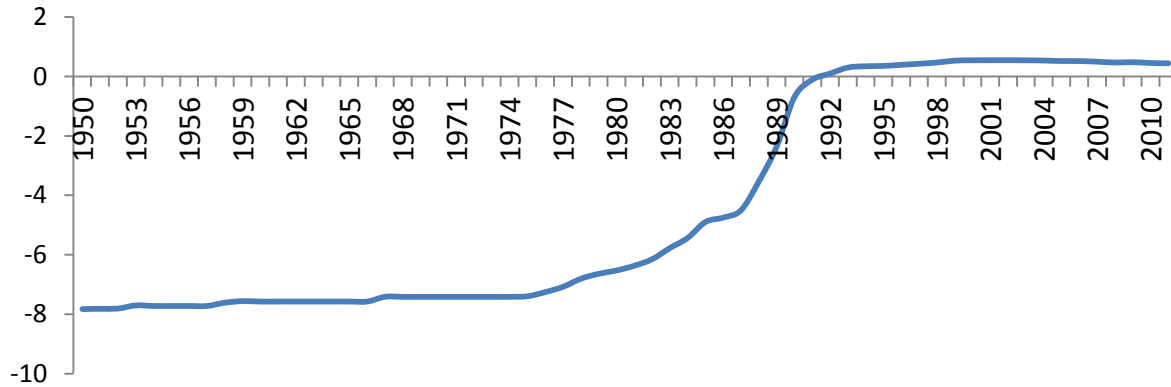
Fuente: Banco Central de Reserva del Perú y Castillo, Humala y Tuesta (2007)

Perú tuvo una etapa de hiperinflación en la década de los ochentas, alcanzando su pico más alto en 1990. Entre 1950 a 1970 se observa una inflación con volatilidad moderada, con picos de alta inflación en 1959 (12.7%), 1965 (16.3%) y 1968 (19.2%). A inicios de los noventas el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) implementa un programa de desinflación, anunciando rangos de meta de inflación en 1994 con la finalidad de reducirla y hacerla menos volátil. En el 2002 se pasa a un esquema de metas de inflación, anunciando objetivos a largo plazo.

Con respecto al tipo de cambio nominal (ver Figura 11), la serie temporal a utilizar corresponde al promedio anual. Sin embargo, la metodología de medición ha ido cambiando en las estadísticas del BCRP. Hasta octubre de 1977 se muestra el tipo de cambio del mercado de certificados cuando estaba disponible, considerándose para el periodo 1960 – 1966 el del mercado de giros. Para 1978 se muestra el tipo de cambio del mercado único de cambios. Entre 1979 y julio de 1985 se considera el tipo de cambio de los certificados bancarios en moneda extranjera (CBME).

Desde agosto de 1985 y julio de 1986 se tomó el tipo de cambio del mercado financiero. Entre agosto de 1986 y julio de 1987 se considera el tipo de cambio del mercado financiero de libre circulación. El tipo de cambio de agosto de 1987 fue fijado por el BCRP y a partir de setiembre de 1987 corresponde a la cotización promedio ponderada del total de operaciones efectuadas en la mesa de negociación de los CBME. Finalmente, desde mayo de 1988 se toma en cuenta el tipo de cambio de oferta y demanda de billetes del sistema financiero que indica la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (SBS).

Figura 11.
Tipo de cambio nominal anual Perú 1950 - 2011
 (en logaritmos)



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú

La Figura 11 muestra periodos donde el tipo de cambio se muestra más volátil que en otros. Esto podría deberse a la existencia de periodos con tipo de cambio fijo contra otros donde existió flotación cambiaria. Se observan tres probables etapas según variabilidad y promedio, durante el periodo 1976 – 1991 se observa mayor volatilidad, siendo 1950 – 1975 y 1992 – 2011 periodos menos volátiles pero con distintos promedios.

La Tabla 2 muestra la estadística descriptiva para los 3 probables regímenes antes identificados. Se observa que tanto el régimen 1 como el 3 presentan baja volatilidad, pero sus promedios difieren mucho. El régimen 2 difiere de los anteriores tanto en promedio como en desviación estándar, siendo el más volátil y con mayor promedio.

Tabla 2. Resumen estadístico del tipo de cambio nominal promedio anual (en Nuevos Soles) de Perú 1950-2011

Régimen	Periodos	Promedio	Desviación estándar
Régimen 1	1950 - 1975	0.00	0.0
Régimen 2	1976–1991	0.06	0.2
Régimen 3	1992 - 2011	2.88	0.6

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú y Castillo, Humala y Tuesta (2007)

Durante el periodo 1950 – 2011, el tipo de cambio nominal peruano se caracteriza por presentar elevada volatilidad y por la aplicación de sistemas de tipo de cambio múltiple (tipo de cambio libre y tipo de cambio oficial), así como la fuerte intervención del BCRP en

el mercado cambiario desde los noventa en adelante. Por ejemplo, hacia finales de la década de los ochentas existían cuatro tipos de cambio: tipo de cambio controlado, tipo de cambio del mercado libre, tipo de cambio del mercado paralelo y tipo de cambio al cual se realizaba la conversión de moneda extranjera a los exportadores.

A partir de 1960 el BCRP adopta un régimen de flotación cambiaria, pero esto permitió mantener al tipo de cambio en una cotización fija de 26.8 soles por dólar americano hasta 1967. En 1968 el BCRP establece dos mercados para el tipo de cambio: el mercado de certificado de divisas y el de giros. El primero fijó el tipo de cambio en 38.7 soles y el segundo terminó fijándose en 43.38 soles por dólar americano. Estos tipos de cambio duraron hasta 1975.

En 1976 se inicia la unificación de los mercados cambiarios a una tasa de 45 soles por dólar americano. A partir de este año se aplicaron distintos regímenes cambiarios y se utilizó la política cambiaria para reducir la inflación. Desde 1985, como medida para reducir la caída del tipo de cambio de real, se crearon múltiples tipos de cambio. En 1987 ya existían 8 tipos de cambio para la exportación según el tipo de producto o servicio. Estos fueron cubiertos a través de emisión primaria del BCRP, generando a su vez mayor inflación.

A inicio de los noventa se inician las reformas con el fin de estabilizar la economía y reducir la elevada inflación. En este marco, se crea un tipo de cambio único adoptando una flotación cambiaria con intervención del BCRP. Los periodos de elevada depreciación del tipo de cambio, motivados por crisis externas, impactaron en el Perú llegando a una tasa de depreciación de 15.4% en 1998.

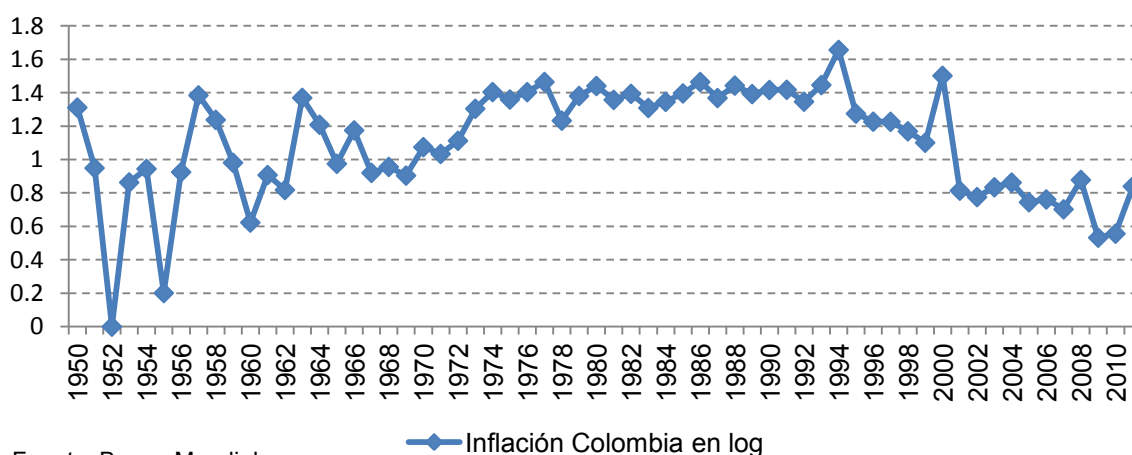
Entre el 2000 al 2005 se observa un periodo de baja volatilidad en el tipo de cambio. Del 2006 al 2008 se genera una acumulación masiva de Reservas internacionales netas (RIN) y presiones apreciatorias sobre el tipo de cambio. A finales del 2008, con el estallido de la crisis financiera internacional, se produjo un incremento de la demanda de dólares lo cual presionó la depreciación del sol. Esto redujo las RIN en 11% entre setiembre del 2008 a febrero del 2009. Desde marzo del 2009 se observa un periodo de recuperación de los mercados financieros y se revierte la fuerte depreciación del tipo de cambio por la crisis.

En el año 2011 Perú tenía mayores expectativas de inflación debido a la inflación importada y factores climatológicos. Sin embargo, se esperaba que la inflación vuelva al rango meta en el 2012. Con respecto al tipo de cambio nominal, se tuvo una apreciación en el 2011.

5.2. El caso colombiano

En Colombia se observa una inflación de volatilidad moderada y con una relativa estabilidad de precios (ver Figura 12). El pico de mayor inflación se dio en 1994 con 45.3% y su nivel más bajo fue en 1952 con una deflación de -2.3%. La inflación promedio es de 15.9% y la desviación estándar es de 9.5%.

Figura 12.
Inflación de Colombia (en logaritmos) 1950 - 2011



Fuente: Banco Mundial

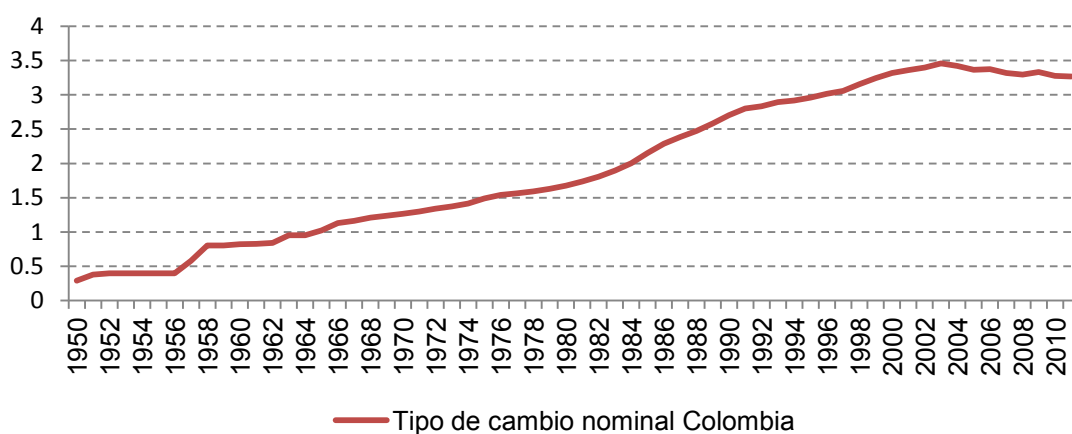
En la Figura 12 se observan distintos patrones en la inflación de Colombia, tanto en periodos de corto como de largo plazo. El periodo 1950-1972 se muestra como uno de mayor volatilidad, siendo el periodo 1973-1992 más estable y a partir de 1993 se observa una tendencia decreciente con moderada volatilidad. El análisis histórico de estos hechos permitirá hacer el análisis de la ocurrencia de estos patrones tanto para la inflación como para el tipo de cambio nominal anual.

En 1951 se inició una reforma del Banco de la República, la cual lo proveía de facultades relacionadas a dar crédito. Esto tuvo como resultado un mayor control de la oferta monetaria y un impulso al crédito. En 1953 se observan presiones inflacionarias causadas por el incremento de las RIN, así como por el alza de los precios del café. En 1957 se

diseña un plan de estabilización ante la crisis de la balanza de pagos y la acumulación de la deuda externa.

A inicios de la década de los sesentas la situación del sector externo siguió deteriorándose. Colombia sufrió la caída de los precios del café y el tipo de cambio oficial empezó a revaluarse. Todo esto originó una crisis cambiara a finales de 1962 (ver Figura 13). A partir de 1962 se diseñó un plan de estabilización con el fin de devaluar el tipo de cambio nominal.

Figura 13.
Tipo de cambio nominal anual (en logaritmos) Colombia 1950 - 2011



Fuente: Banco de la República de Colombia

EN 1963 se estableció la Junta Monetaria, la cual otorgaba las funciones monetarias al Estado. La Junta Monetaria tuvo como principal objetivo velar por la política monetaria, cambiaria y de crédito que correspondían a la Junta Directiva del Banco de la República. Con la Reforma Constitucional de 1968 se permitía al Jefe de Estado intervenir en la organización y funcionamiento de las políticas de la Junta Monetaria y en la emisión de los billetes.

En 1973 se promulga la nueva ley orgánica del Banco de la República, que significa su nacionalización. Como principales cambios se le atribuía la emisión de billetes al Estado, así como la adquisición de la mayoría de acciones del Banco.

En la década de los ochentas se consolida la política de estabilización basada en austeridad fiscal y control de la política monetaria. A partir de 1980 se presenta un

contexto recesivo. Ya para 1984 y 1985 bajo un contexto económico mundial recesivo, Colombia buscaba un equilibrio de su sector externo y el saneamiento de las finanzas públicas.

Para la segunda mitad de los ochentas se flexibilizan las políticas monetaria y fiscal. Sin embargo se consolida el proceso hacia la apertura económica. A partir de 1991 cambia la labor del banco central en Colombia con la reforma de la Constitución de 1886. Estas nuevas características le brindan independencia a la labor del Banco de la República, lo que le permite enfocarse en el control de la inflación y la estabilidad de precios. En 1995 se busca una política monetaria menos restrictiva, buscando una política económica anticíclica. Así desde 1995 en adelante en Colombia se observa un buen manejo de la inflación, llegando desde 18.9% a 6.9% en el 2011. En el 2008 se observa un incremento de la inflación por el comportamiento de los alimentos.

En general en Colombia se observa un periodo de elevada inflación desde 1970 hasta el 2000, y tanto desde 1950 hasta 1969 y del 2001 al 2011 periodos de inflación moderada. Con respecto al tipo de cambio, entre 1950 y 1971 Colombia tuvo tipos de cambio fijos múltiples. A partir de 1973, con la eliminación del acuerdo de Bretton Woods, comienza la libre flotación del tipo de cambio.

En el 2011 la inflación en Colombia fue de 3.73%, superior al punto medio del rango meta de largo plazo (3% +/- 1%). El incremento de la inflación se explicó por la evolución de los precios de los alimentos. El tipo de cambio nominal en este año se ha elevado debido al precio relativamente alto de los principales productos básicos que exporta Colombia.

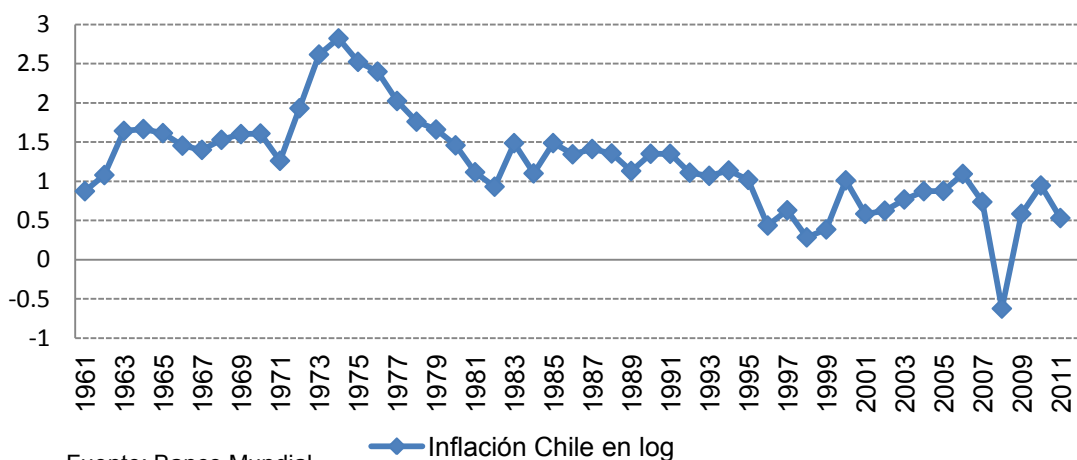
5.3. El caso chileno

La variable inflación presenta periodos o regímenes de alta volatilidad y una relativa estabilidad de precios en la última década (ver Figura 14). La inflación llegó a su nivel más alto en 1974 con 654.3% y su nivel más bajo en 2008 con una deflación de 0.23%. La inflación promedio es de 52.6% y la serie tiene una desviación estándar de 117.9%.

El primer régimen se da entre los años 1961–1991 (excepto 1972-1979) y se caracteriza por tener una alta volatilidad y moderado nivel de inflación (superior a los 2 dígitos). Durante este periodo el nivel más alto se dio en 1964 con 46.4% y su nivel más bajo en 1961 con 7.4%. La inflación promedio es de 25.6% y la serie tiene una desviación estándar de 11.3%.

Este comportamiento se debió a los créditos del Banco Central al gobierno con lo que la inflación se aceleró a un promedio anual de 20.4%. Posteriormente se realizaron varios intentos para evitar la inercia inflacionista, sin éxito hasta las reformas realizadas por la dictadura en 1973. Esto cambió radicalmente el modelo de desarrollo, principalmente a través de la liberalización comercial y financiera y la reducción del rol del Estado en la economía. Estas reformas fueron complementadas con un Banco Central autónomo en 1989, lo cual redujo la inflación a niveles inferiores a 20%.

Figura 14.
Inflación de Chile (en logaritmos) 1950 - 2011

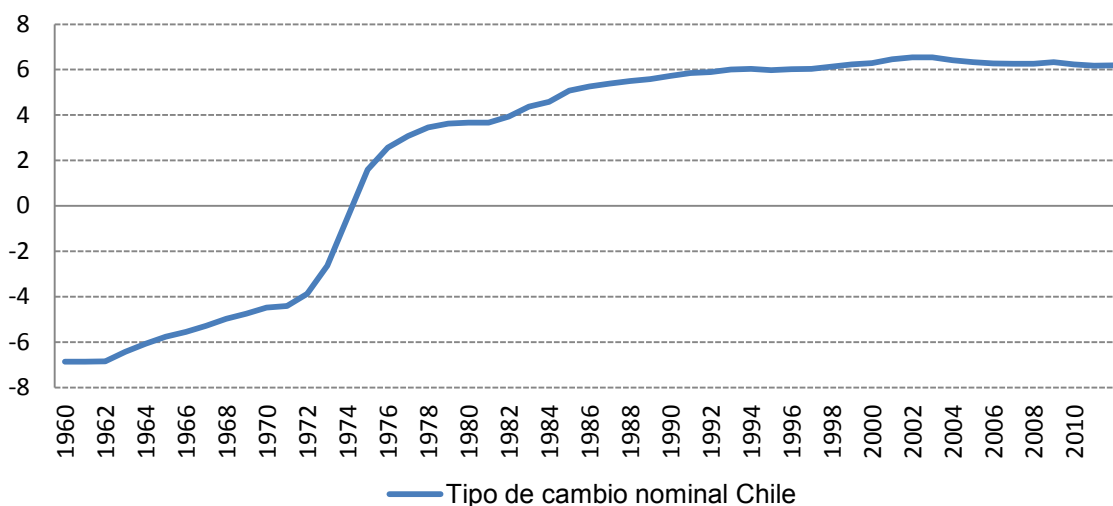


El periodo con alta volatilidad y elevado nivel de inflación (superior a los 200%) se da entre los años de 1972–1979. Durante este periodo el nivel más alto se dio en 1974 con 665% y su nivel más bajo en 1979 con 45%. La inflación promedio es de 244% y la serie tiene una desviación estándar de 218%. En los años setenta la economía disminuyó el comercio internacional y se incrementó el déficit fiscal junto a un aumento de la oferta real de dinero en 66%. Todo esto produjo una inflación que llegó a 255% en 1972 y a 606% en 1973.

El periodo con baja volatilidad y bajo nivel de inflación (inferior al 10%) se da entre los años de 1992 – 2011, durante este periodo el nivel más alto se dio en 1993 con 13% y su nivel más bajo en 2008 con 0.23%. La inflación promedio es de 6.23% y la serie tiene una desviación estándar de 4%. Este comportamiento en la serie de inflación se dio por las reformas económicas adoptadas en años previos y a la adaptación de metas específicas de inflación por parte del Banco Central en 1999.

Con respecto al tipo de cambio nominal (ver Figura 15) parecería tener tres regímenes. El primero, un periodo de baja pendiente y bajo nivel del tipo de cambio, el segundo un periodo con baja pendiente y alto nivel de tipo de cambio nominal y un tercer régimen de transición entre los dos niveles.

Figura 15.
Tipo de cambio nominal anual (en logaritmos) Chile 1960 - 2011



El primer periodo de baja pendiente y bajo nivel promedio se da entre los años 1960–1974. Durante este periodo el nivel más bajo se dio en 1960 con 0.001 pesos chilenos por dólar americano y su nivel más alto en 1974 con 0.59. El tipo de cambio promedio es de 0.04 y la serie tiene una desviación estándar de 0.15.

El comportamiento en este régimen se debió a un tipo de cambio fijo entre el peso y el dólar norteamericano. Esto llevó a una expansión del crédito interno y una apreciación

real que terminaron en una crisis de balanza de pagos. Posteriormente se adoptó un sistema de tipo de cambio reptante.

El segundo régimen es de transición entre los dos niveles de tipo de cambio y se dio entre los años 1975 – 1987. Este periodo presenta el nivel más bajo en 1975 con 4.91 y su nivel más alto en 1987 con 219. El tipo de cambio promedio es de 75 y la serie tiene una desviación estándar de 71.

Dicha transición se debió a las reformas realizadas por la dictadura en 1973, como la liberalización comercial y financiera y la reducción del rol del Estado en la economía. El mantenimiento de un tipo de cambio real estable junto a una liberalización financiera (sin regulación y supervisión apropiadas) produjo un sobreendeudamiento en el sector privado y crecientes déficits en cuenta corriente. El deterioro del entorno externo a comienzos de los ochentas y el alza abrupta de las tasas de interés en Estados Unidos, liberó una crisis macrofinanciera. Esto produjo una intensa recesión y el abandono del tipo de cambio fijo.

El tercer régimen presenta baja pendiente y alto nivel de tipo de cambio nominal. Se da entre los años 1988 – 2011. Durante este periodo el nivel más bajo se dio en 1988 con 244 y su nivel más alto en 2003 con 691. El tipo de cambio promedio es de 475 y la serie tiene una desviación estándar de 119.

En la última década el Banco Central operaba con una banda cambiaria, que se modificaba para intentar estabilizar el tipo de cambio real. Dicha política fue complementada con controles de capitales y la acumulación de reservas esterilizadas. Además uno de sus objetivos era evitar déficit en cuenta corriente.

En el año 2011 Chile atraviesa un periodo donde la inflación se elevó moderadamente sin pasar el rango de tolerancia, debido al incremento del precio de algunos factores como la carne, el transporte y la depreciación del tipo de cambio. En este año Chile inició un programa de compra de divisas para fortalecer su liquidez internacional con el fin de elevar el nivel de las reservas internacionales y suavizar los efectos de ajustes cambiarios.

VI. Resultados

Se utilizaron las series del IPC de Chile, Colombia, Perú y Estados Unidos y el tipo de cambio nominal de Chile, Colombia y Perú con frecuencia trimestral desde 1960 a 2011 (208 datos)³. La fuente es el Fondo Monetario Internacional. El IPC de Chile, Colombia y Perú es el índice promedio de los precios al consumidor con base en el 2005, el IPC de Estados Unidos también es el índice de precios al consumidor y el tipo de cambio nominal es el oficial del final de periodo para los 3 países latinoamericanos. Primero se hará un análisis utilizando el enfoque econométrico lineal para luego pasar a los modelos no lineales con cambio de régimen.

6.1. Enfoque lineal

6.1.1. Identificación de outliers y prueba de raíz unitaria

El estadístico propuesto por Perron y Rodríguez (2003) está basado en Vogelsang (1999), donde el proceso generador de datos es de la siguiente forma:

$$y_t = d_t + \sum_{j=1}^m \delta_j D(T_{ao,j})_t + u_t \quad (26)$$

- Donde $D(T_{ao,j})_t = 1$ si $t = T_{ao,j}$ y 0 si otro. Esto permite la presencia de m outliers aditivos que ocurren en las fechas $T_{ao,j}$ ($j = 1, \dots, m$).
- El término d_t especifica los componentes determinísticos. En la mayoría de los casos, $d_t = \mu$ si la serie no tiene tendencia, como es el caso que analizaremos.
- La función de ruido es integrada de orden 1, es decir $u_t = u_{t-1} + v_t$, donde v_t es un proceso estacionario.

En caso exista un intercepto, Perrón y Rodríguez (2003) obtienen los valores críticos asintóticos para τ a través de simulaciones, los cuales son 3,53, 3,11 y 2,92 al 1%, 5% y 10% respectivamente. Para la investigación se utilizará el valor crítico al 5%.

El procedimiento propuesto por Vogelsang (1999) tiene severas distorsiones de nivel cuando se aplica en una forma iterativa en la búsqueda de outliers aditivos. Perron y Rodríguez (2003) muestran que los valores críticos asintóticos deben ser modificados. En

³Adicionalmente se hizo el análisis con los datos anuales (52 datos). Los resultados se muestran en el Anexo.

general, señalan que los valores críticos correctos que deben ser usados en el procedimiento iterativo completo son α^i , donde α es el nivel de significancia e i es el número de la etapa en el procedimiento iterativo.

Recordemos que el método descrito anteriormente se caracteriza porque su potencia es débil a menos que el tamaño del outlier sea largo. Perron y Rodríguez (2003) proponen una estrategia iterativa con más potencia utilizando un estadístico basado en las primeras diferencias de los datos. Con (A) y $d_t = \mu$ y un solo outlier ocurre a la fecha T_{ao} con magnitud δ . Entonces:

$$\Delta y_t = \delta[D(T_{ao})_t - D[(T_{ao})_{t-1}] + v_t \quad (27)$$

donde $D(T_{ao})_t = 1$, si $t = T_{ao}$ (0, si otro) y $D(T_{ao})_{t-1} = 1$, si $t = T_{ao} - 1$ (0, si otro).

Para detectar múltiples outliers, se sigue una estrategia similar a la propuesta por Vogelsang (1999). Es decir, se elimina la observación calificada como outlier antes de proceder a la próxima etapa. El hecho importante es que, a diferencia del caso de los prueba basados en los niveles de las series (como el estadístico t de Vogelsang), la distribución asintótica del estadístico τ_d es la misma para cada una de las etapas de las iteraciones.

En la literatura existen dos sugerencias relacionadas con la verificación de una raíz unitaria en la presencia de outliers aditivos. Una de ellas propone la utilización de estadísticos de raíz unitaria robustos a la presencia de fuerte correlación de tipo media móvil en los residuos. La segunda sugerencia propone el uso del estadístico ADF corregido por variables dummies asociadas a las fechas de los outliers aditivos identificados en una etapa preliminar.

Rodríguez (2004) propone la hipótesis que ante la existencia de largos outliers aditivos, aquellos resultados son incorrectos debido a que dichos outliers aditivos introducen un componente fuertemente negativo de tipo media móvil, lo cual conduce a un fuerte rechazo de la hipótesis nula de una raíz unitaria. En consecuencia, Rodríguez (2004) postula que cuando se toma en cuenta una corrección por la presencia outliers aditivos, el rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria no es posible o, en todo caso la evidencia en contra de ella es débil.

Sin embargo, al aplicar prueba comunes de raíz unitaria se obtienen rechazos y no rechazos de la hipótesis nula de raíz unitaria (ver Tabla 3). Para la inflación de Chile solo se obtiene rechazo en la prueba de Ng – Perron (MSB y MPT), para el IPC de USA se obtiene rechazo en los prueba de Ng-Perron y en el DF-GLS y para el tipo de cambio nominal de Chile se obtiene rechazo en la prueba de Ng – Perron (MSB y MPT). Para el IPC de Colombia se obtiene rechazo con la prueba de Ng-Perron y para el tipo de cambio colombiano se obtiene rechazo con prueba DF-GLS y el Ng-Perron. El retardo es elegido siguiendo el procedimiento secuencial basado en el t – estadístico. Para las siguientes tablas se utiliza un $k_{\max} = \text{int}[12 * \left(\frac{T}{100}\right)^{1/2}]$, es decir 17.

6.1.2. Detección de outliers

En este paso se detectan los outliers aditivos con el procedimiento basado en las primeras diferencias de los datos τ_d . Los resultados muestran que existe un número significativo de outliers aditivos en las series de inflación de Perú y Chile y en la depreciación de Perú. Cabe resaltar que el estadístico τ_d es más potente y los resultados revelan este hecho.

Se detectaron 16 outliers para el Inflación de Perú (entre 1976 a 1990) y para Chile 42. Para la depreciación de Perú se encontraron 26 outliers aditivos y para Chile 13. Se usó como valor crítico 3.75 dado el tamaño de la muestra y lo sugerido por Rodríguez (2006)⁴.

⁴ Para la detección de los outliers se utilizaron códigos para el programa Gauss. Para mayor detalle de los outliers ver Anexo.

Tabla 3. Prueba de raíces unitarias para la inflación de Chile, Colombia, Perú y Estados Unidos y depreciación de Chile, Colombia y Perú 1960 – 2015 (frecuencia trimestral desestacionalizada)⁵

País	Prueba						
	ADF	Phillips Perron	DF - GLS	Ng-Perron			
	t_α	$Adj - t_\alpha$	t_α^{GLS}	MZa	MZt	MSB	MPT
Inflación Chile	-2.23	-0.44	-2.09	-18.75**	-2.98**	0.16*	5.38*
Inflación Colombia	-1.64	-0.41	-0.87	-8.10	-1.98	0.23**	3.17**
Inflación Perú	-1.86	-1.42	-1.63	-5.98	-1.71	0.29*	15.22*
Inflación Estados Unidos	-1.33	-1.23	0.64*	0.76*	0.72*	0.95*	60.25*
Depreciación Chile	-0.13	-0.32	-1.50	-9.24	-2.03	0.22*	10.37*
Depreciación Colombia	-1.56	-1.41	3.38**	-8.1**	-1.98	0.23	3.17
Depreciación Perú	-2.19	-1.41	-1.93	-10.46	-2.27	0.22*	8.78*

*, **, *** Rechazo a niveles de significancia al 1%, 5% Y 10% respectivamente.

Fuente: Fondo Monetario Internacional

⁵Para desestacionalizar las series se usaron los programas Tramo/Seats y Census X12 de Eviews 6. Los prueba aplicados se usaron empleando Eviews 6.

6.1.3. ADF corregido por outliers aditivos

Luego de la detección de outliers se aplica el estadístico ADF utilizando variables dummies⁶. Los resultados se observan en la Tabla 4, lo cuales sugieren que las series de inflación peruana, colombiana y americana aceptan la existencia de raíz unitaria.

Tabla 4. Prueba ADF para la inflación de Chile, Colombia, Perú y Estados Unidos y la depreciación de Chile, Colombia y Perú 1960 – 2011 (frecuencia trimestral desestacionalizada)

País	Prueba
	ADF
	t_{α}
Inflación Chile	-4.34*
Inflación Colombia	-0.24
Inflación Perú	-1.95
Inflación Estados Unidos	-0.01
Depreciación Chile	-3.00**
Depreciación Colombia	-4.18*
Depreciación Perú	-2.82***

*, **, *** Rechazo a niveles de significancia al 1%, 5% Y 10% respectivamente. Los valores críticos al 1%, 5% y 10% son -3.45, -2.87 y -2.57, respectivamente. Fuente: Fondo Monetario Internacional

6.1.4. Cambio estructural y prueba de Perron y Yabu

Este método implica identificar el modelo que más se aproxima a lo observado en las series. Según las figuras previas las series de la inflación y depreciación se ajustan a una serie con tendencia o con tendencia e intercepto.

⁶Para probar la prueba ADF se utilizaron códigos para el programa Gauss.

Se pueden evaluar 3 modelos:

1. Cambio estructural en intercepto: Donde $x_t=(1,DU_t,t)'$ y $\Psi = (\mu_0, \mu_1, \mu_0)'$ donde $DU_t = 1(t > T_1)$. La hipótesis de interés es $\mu_1 = 0$.
2. Cambio estructural en tendencia: Donde $x_t = (1, t, DT_t)'$, $\Psi = (\mu_0, \mu_0, \mu_1)'$ y $DT_t = 1(t > T_1)(t - T_1)$. La hipótesis nula es $\mu_1 = 0$.
3. Cambio estructural en intercepto y tendencia: Aquí $x_t = (1, DU_t, t, DT_t)'$ y $\Psi = (\mu_0, \mu_1, \mu_0, \mu_1)'$. La hipótesis nula es $\mu_1 = \mu_1 = 0$.

En este caso, dado el comportamiento de las series, se analizará el segundo y tercer modelo para la inflación y la depreciación de los países latinoamericanos y de Estados Unidos. Los resultados de Perron y Yabu (2009) sugieren el uso de la prueba funcional $Exp-W_{FS}$.

La evidencia (ver Tabla 5) indica que las series de Chile, Colombia, Perú y Estados Unidos (1960 – 2016) presentan cambios estructurales⁷. Los resultados obtenidos concuerdan con la historia económica de estos países. Esto denotaría la presencia de distintos regímenes en las series analizadas, por lo que sería necesario el uso de técnicas no lineales.

En base la información de la Tabla 5, se procederá a elegir el punto de quiebre para cada país y analizar las series previas y posteriores al quiebre de forma independiente. Los criterios utilizados para la elección son el grado de significancia del estadístico WRQF y la comparación del grafico de la serie respecto al tipo de modelo en el cual es significativo.

Para el caso de la serie de Chile se elegirá el quiebre del modelo 3 por ser más significativo (1976Q1), para Colombia se escoge como punto de quiebre 1992 Q3 y para Perú será 1991 Q2 por ser el más significativo. En cada periodo se evaluará nuevamente la estabilidad paramétrica de la serie mediante prueba de Perron y Yabu. Los resultados de esta prueba se muestran en el Anexo.

⁷Para la detección de los quiebres y el estadístico se utilizó el código para Gauss de Perron y Yabu (2009).
Página Web: <http://people.bu.edu/perron/>

Tabla 5. Resultados para inflación de Chile, Colombia, Perú y Estados Unidos y depreciación de Chile, Colombia y Perú 1960-2011 (frecuencia trimestral desestacionalizada)

País	Modelo	Estadístico W_{RQF}	Quiebre	Tasa	
				Promedio	
				Pre	Post
Chile (Inflación)	II	0.75	1973 Q4	11.55 %	5.69 %
Chile (Inflación)	III	99.67*	1976 Q3	16.73 %	3.10 %
Chile (Depreciación)	II	1.24***	1973 Q4	14.48 %	5.28 %
Chile (Depreciación)	III	144.18*	1976 Q1	19.24 %	2.85 %
Colombia (Inflación)	II	24.46*	1996 Q1	4.56 %	1.72 %
Colombia (Inflación)	III	26.69*	1992 Q3	4.50 %	2.22 %
Colombia(Depreciación)	II	2.05**	1986 Q3	3.53 %	2.53 %
Colombia(Depreciación)	III	6.97***	2003 Q1	3.80 %	0.32 %
Perú (Inflación)	II	2.66**	1990 Q1	16.91 %	12.28 %
Perú (Inflación)	III	24.93*	1991 Q1	24.68 %	2.37 %
Perú (Depreciación)	II	3.26*	1990 Q2	18.96 %	13.57 %
Perú (Depreciación)	III	86.30*	1991 Q2	28.57 %	1.10 %
USA (Inflación)	II	4.99*	1974 Q3	0.95 %	0.99 %
USA (Inflación)	III	81.02*	1981 Q3	1.37 %	0.74 %

* , ** , *** denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: Fondo Monetario Internacional

Los resultados sugieren la presencia de quiebre estructural dentro de los periodos para Colombia, Chile y Perú, por lo cual es posible que existan varios regímenes dentro de esta serie. Así es posible justificar el empleo de modelos no lineales.

6.1.5. Vector Autoregresivo (VAR)⁸

VAR en Perú

Para la estimación de los modelos VAR se dividieron los datos según los quiebres encontrados por la prueba de Perron y Yabu. Los resultados para Perú se muestran en las Tablas 6, y 7. Primero se realiza la prueba de causalidad a lo Granger. Luego se elige el número de rezagos del modelo según el criterio de Akaike y Schwarz. Finalmente, se utilizará el modelo VAR donde se evalúan los coeficientes de acuerdo a la teoría y la PPP.

Dado que las series son estacionarias, se pasará a hacer la prueba de Granger (prueba de causalidad) para el segundo tramo de la serie peruana (se tomará el quiebre 1991Q2 por ser el quiebre más significativo). Los resultados se muestran en la Tabla 6. La prueba de Granger rechaza al 5% la hipótesis nula, la inflación de Perú no causa la depreciación de Perú, y Depreciación de Perú no cause la inflación de Perú. Por lo tanto se procederá a realizar la estimación del VAR considerando como variables endógenas la Inflación en Perú y la Depreciación en Perú.

Tabla 6. Prueba de Granger para Perú tramo 1991Q2 – 2015Q4

Hipotesis Nula	Observaciones	Prob.
Inflación Perú no causa a la Depreciación Perú	100	0.00
Depreciación Perú no causa a la Inflación Perú		0.00
Inflación USA no causa a la depreciación Perú	100	0.98
Depreciación Perú no causa a la Inflación USA		0.90
Inflación USA no causa a la Inflación Perú	100	0.85
Inflación Perú no causa a la Inflación USA		0.86

Para el segundo tramo de la serie de Perú (1991Q2– 2015Q4) se tendrán en cuenta los criterios de Akaike y Schwarz para obtener el número de rezagos a utilizar (ver Tabla 7).

⁸ La estimación de modelos de VEC no es posible debido a que las series son estacionarias, principalmente los periodos donde se identifica quiebres prueba de Perron y Yabu. Por ello, es recomendable el empleo de modelos autorregresivos múltiples (VAR).

Según el criterio de parsimonia y el signo de los coeficientes según la PPP se impondrán 2 rezagos para el VAR.

Tabla 7. Número de rezagos para el VAR para Perú segundo tramo
1991Q2 – 2015Q4

Rezagos 1991Q1 – 2015Q4	Akaike	Schwarz
1	-4.24	-4.03
2	-5.54	-5.22
3	-7.83	-7.30
4	-7.83	-7.30
5	-6.89	-6.48

Los resultados del modelo con dos rezagos se presentan a continuación:

$$\text{Depreciación Perú (t)} = -0.68 \cdot \text{Depreciación Perú (t-1)} - 0.24 \cdot \text{Depreciación Perú (t-2)} + 1.24 \cdot \text{Inflación Perú (t-1)} + 0.35 \cdot \text{Inflación Perú (t-2)} - 0.65 \cdot \text{Inflación USA(t)} - 0.01$$

Sin embargo, estos los coeficientes son no significativos y el R^2 es bajo 0.50.

VAR en Colombia

Para la estimación del modelo VAR se dividieron los datos según los quiebres encontrados por la prueba de Perron y Yabu. Los resultados para Colombia se muestran en las Tablas 8 y 9. Primero se realiza la prueba de causalidad a lo Granger. Luego se elige el número de rezagos del modelo según el criterio de Akaike y Schwarz. Finalmente, se utilizará el modelo VAR donde se evalúan los coeficientes de acuerdo a la teoría y la PPP.

Posteriormente, se pasará a hacer la prueba de Granger (prueba de causalidad) para el segundo tramo de la serie colombiana (se tomará el quiebre 1986Q1 por ser el más significativo). Los resultados se muestran en la Tabla 6. La prueba de Granger rechaza al 10% la hipótesis nula, la inflación de Colombia no causa la depreciación de Colombia, y depreciación de Colombia no cause la inflación de Colombia. Por lo tanto se procederá a

realizar la estimación del VAR considerando como variables endógenas la Inflación en Colombia y la Depreciación en Colombia.

Tabla 8. Prueba de Granger para Colombia tramo 1986Q1 – 2015Q4

Hipotesis Nula	Observaciones	Prob.
Inflación Colombia no causa a la Depreciación Colombia	100	0.09
Depreciación Colombia no causa a la Inflación Colombia		0.10
Inflación USA no causa a la depreciación Colombia	100	0.41
Depreciación Colombia no causa a la Inflación USA		0.62
Inflación USA no causa a la Inflación Colombia	100	0.16
Inflación Colombia no causa a la Inflación USA		0.18

Para el segundo tramo de la serie de Perú (1986Q1 – 2015Q4) se tendrán en cuenta los criterios de Akaike y Schwarz para obtener el número de rezagos a utilizar (ver Tabla 9). Según el criterio de parsimonia y el signo de los coeficientes según la PPP se impondrán rezagos para el VAR.

Tabla 9. Número de rezagos para el VAR para Perú segundo tramo
1986Q1 – 2015Q4

Rezagos 1986Q1 – 2015Q4	Akaike	Schwarz
1	-15.31	-15.03
2	-15.24	-14.75
3	-16.31	-15.61
4	-16.49	-15.58
5	-16.39	-15.27

Los resultados del modelo con dos rezagos se presentan a continuación:

$$\text{Depreciación Colombia (t)} = 0.11 * \text{Depreciación Colombia (t-1)} + 0.54 * \text{Inflación Colombia (t-1)} - 1.15 * \text{Inflación USA (t)} + 0.01$$

Sin embargo, los coeficientes son no significativos y el R^2 es bajo 0.51. Por tanto, ahora se pasará a estimar la PPP según el enfoque no lineal.

VAR en Chile

Para la estimación del modelo VAR se dividieron los datos según los quiebres encontrados por la prueba de Perron y Yabu. Los resultados para Chile se muestran en las Tablas 10 y 11. Primero se realiza la prueba de causalidad a lo Granger. Luego se elige el número de rezagos del modelo según el criterio de Akaike y Schwarz. Finalmente, se utilizará el modelo VAR donde se evalúan los coeficientes de acuerdo a la teoría de la PPP.

Dado que las series son estacionarias, se pasará a hacer la prueba de Granger (prueba de causalidad) para el segundo tramo de la serie chilena (se tomará el quiebre 1976Q3 por ser el quiebre más significativo). Los resultados se muestran en la Tabla 10. La prueba de Granger rechaza al 10% la hipótesis nula, la inflación de Chile no causa la depreciación de Chile, y Depreciación de Chile no causa la inflación de Chile. Por lo tanto se procederá a realizar la estimación del VAR considerando como variables endógenas la Inflación en Chile y la Depreciación en Chile.

Tabla 10. Prueba de Granger para Chile tramo 1976Q3 – 2015Q4

Hipotesis Nula	Observaciones	Prob.
Inflación Chile no causa a la Depreciación Chile	100	0.00
Depreciación Chile no causa a la Inflación Chile		0.00
Inflación USA no causa a la depreciación Chile	100	0.98
Depreciación Chile no causa a la Inflación USA		0.90
Inflación USA no causa a la Inflación Chile	100	0.85
Inflación Chile no causa a la Inflación USA		0.86

Para el segundo tramo de la serie de Chile (1976Q3 – 2015Q4) se tendrán en cuenta los criterios de Akaike y Schwarz para obtener el número de rezagos a utilizar (ver Tabla 11). Según el criterio de parsimonia y el signo de los coeficientes según la PPP se impondrán rezagos para el VAR.

Tabla 11. Número de rezagos para el VAR para Chile segundo tramo 1976Q1 – 2015Q4

Rezagos 1976Q3 – 2015Q4	Akaike	Schwarz
1	-8.59	-8.43
2	-8.59	-8.36
3	-8.69	-8.38
4	-8.77	-8.39
5	-8.75	-8.28

Los resultados del modelo con dos rezagos se presentan a continuación:

$$\text{Depreciación Chile (t)} = 0.36 * \text{Depreciación Chile (t-1)} + 0.33 * \text{Inflación Chile (t-1)} - 1.40 * \text{Inflación USA (t)} + 0.01$$

Sin embargo, los coeficientes son no significativos y el R^2 es bajo 0.30.

6.2. Enfoque no lineal

Siguiendo a Taylor et al. (2001) y a Kilian y Taylor (2001) un modelo que recoge la naturaleza no lineal de la reversión a la media del tipo de cambio es el STAR de Granger y Teräsvirta (1993). En este modelo los ajustes tienen lugar a lo largo del tiempo pero la velocidad de ajuste varía con el tamaño de la desviación de la paridad. El modelo STAR puede escribirse:

$$y_t = \left(v_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} y_{t-i} \right) (1 - G(z_t; \gamma, c)) + \left(v_2 + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} y_{t-i} \right) G(z_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (29)$$

Donde $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$.

La variable de transición z_t puede ser una variable endógena rezagada ($z_t = y_{t-d}$ para $d > 0$), una variable exógena ($z_t = x_t$), o una función de algunas variables endógenas rezagadas y variables exógenas $z_t = g(y_{t-d}, x_t)$.

No obstante, el modelo no lineal también puede ser representado por un modelo MS el cual asume que el régimen s_t es generado por una cadena oculta de Markov homogénea y ergódica, de estado discreta:

$$\Pr(s_t / S_{t-1}, Y_{t-1}; X_t) = \Pr(s_t / s_{t-1}; \rho) \quad (30)$$

Definida por las probabilidades de transición: $p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j / s_t = i)$

El proceso condicional es un VAR (p) con:

- Cambio en la media (MSM-VAR): salto de una sola vez en la serie de tiempo

$$y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)(y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + A_p(s_t)(y_{t-p} - \mu(s_{t-p})) + u_t \quad (31)$$

- Cambio en el intercepto (MSI-VAR): ajuste suave de la serie de tiempo

$$y_t = v_t(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (32)$$

6.2.1. Caso peruano

En primer lugar, se determina el modelo a estimar a través de la evaluación del correlograma, el cual demostró que las tres series desestacionalizadas se comportan como un autoregresivo. Se plantea un modelo no lineal determinístico (STAR)⁹, que busque explicar las falencias del modelo lineal.

El empleo de un modelo de LSTAR para el caso peruano se fundamenta en la existencia de quiebre estructural, prueba de Perron y Yabu de la sección 6.1.4, para el depreciación del tipo de cambio y la inflación de dicho país. El análisis gráfico de estas series concuerda con los resultados hallados en la prueba de Perron y Yabu (2009). Del análisis gráfico (ver figuras 10 y 11) se obtiene la hipótesis de que el modelo a estimar tenga dos umbrales.

⁹ Para probar este prueba y los modelos de transición suave se utilizó el software JMulti.

El análisis sugiere a la depreciación del tipo de cambio nominal de Perú y la inflación de Perú como variables de transición para los dos umbrales. Para la elección de la mejor variable de transición se aplica la prueba de linealidad a las variables analizadas y sus retardos en un periodo. La variable de transición más adecuada será aquella que presente un nivel de significancia mayor, los resultados de la prueba de linealidad se muestran en la Tabla 10.

Tabla 10. Variable de transición para la Paridad de poder de compra (PPP) de Perú 1960Q2 – 2015Q4

Variable de transición	F	F4	F3	F2	Modelo sugerido
Depreciación Perú (t -1)	0.00	0.00	0.00	0.00	LSTR1
Inflación Perú (t)*	0.00	0.00	0.00	0.00	LSTR2
Inflación USA (t)	NaN	NaN	0.00	0.00	Linear
Inflación Perú (t-1)	0.00	0.00	0.00	0.00	LSTR2
Inflación USA (t-1)	NaN	NaN	0.38	0.00	Linear
Tendencia	0.00	0.22	0.00	0.00	LSTR1

* Denota la mayor significancia.

La inflación peruana (t) será seleccionada como variable de transición debido a que es más significativa. Esta variable generará dos umbrales de transición en el modelo a estimar. Tomando en cuenta que la variable de transición seleccionada es la inflación de Perú (t), se procederá a especificar la ecuación de la PPP incluyendo los retardos de las variables independientes y dependiente. Los modelos a evaluar son los siguientes:

Tabla 11. Especificación de modelos LSTAR para la PPP de Perú

MODELO	ESPECIFICACIÓN
1	Depreciación Perú (t) = Inflación USA (t) + Inflación Perú(t)+ Inflación USA (t-1)+ Inflación Perú(t-1)+ Depreciación Perú(t-1) + B0
2	Depreciación Perú (t) = Inflación USA (t) + Inflación Perú(t)+ Inflación USA (t-1)+ Inflación Perú(t-1) + B0
3	Depreciación Perú (t) = Inflación USA (t) + Inflación Perú(t)+ Inflación Perú(t-1) + B0
4	Depreciación Perú (t) = Inflación USA (t) + Inflación Perú(t)+ Depreciación Perú(t-1) + B0
5	Depreciación Perú (t) = Inflación USA (t) + Inflación Perú(t)+ B0

Para cada uno de los modelos antes señalados y según la variable de transición, se procedió a calcular el valor del coeficiente de gradualidad y el punto umbral mediante el algoritmo Newton-Raphson.

Tomando como insumos el valor estimado de los coeficientes de gradualidad, los 2 umbrales y como variable de transición la inflación de Perú se procedió al cálculo del modelo de transición suave, para su parte lineal y no lineal. Los resultados (ver Tabla 12), muestran que el modelo que presenta el signo de los coeficientes adecuados según la teoría de PPP es el modelo 5¹⁰. Este modelo tiene coeficientes altamente significativos tanto en su parte lineal como no lineal, sin embargo, el gamma y sus umbrales poseen una baja significancia.

Tabla 12. Estimación de modelo STAR según la paridad de poder de compra (PPP) para Perú 1960Q2 – 2015Q4 con 2 umbrales

Parte del Modelo	N° de Modelo	Variables								
Lineal	1	CONST	Depreciación Perú(t-1)	Inflación Perú(t)	Inflación USA (t)	Inflación Perú(t-1)	Inflación USA (t-1)			
		1.45***	2.85***	5.48***	53.08***	-3.97***	-263.59***			
	2	CONST	Inflación Perú(t)	Inflación USA (t)	Inflación Perú(t-1)	Inflación USA (t-1)				
		12.5*	-3.78*	-158.08*	0.18***	-170.81*				
	3	CONST	Inflación Perú(t)	Inflación USA (t)	Inflación Perú(t-1)					
	8.72*	-2.42*	-101.21*	-0.76*						
	4	CONST	Depreciación Perú(t-1)	Inflación Perú(t)	Inflación USA (t)					
	8.49*	-0.35*	-2.19*	-143.06*						
	5	CONST	Inflación Perú(t)	Inflación USA (t)						
	9.01*	3.18*	-108.85*							
Parte del Modelo	N° de Modelo	Variables								
No Lineal	1	CONST	Depreciación Perú(t-1)	Inflación Perú(t)	Inflación USA (t)	Inflación Perú(t-1)	Inflación USA (t-1)	Gamma	C1	C2
		-1.45***	-3.16***	-3.8***	-54.2***	3.55***	262.96***	10***	0.71***	1.47***
	2	CONST	Inflación Perú(t)	Inflación USA (t)	Inflación Perú(t-1)	Inflación USA (t-1)	Gamma	C1	C2	
		-12.52*	5.3*	158.31*	-0.33***	168.24*	10***	0.97*	7.06***	
	3	CONST	Inflación Perú(t)	Inflación USA (t)	Inflación Perú(t-1)	Gamma	C1	C2		
	-8.75*	3.94*	99.97*	0.61*	10***	0.97***	7.06***			
	4	CONST	Depreciación Perú(t-1)	Inflación Perú(t)	Inflación USA (t)	Gamma	C1	C2		
	-8.53*	0.25*	3.7*	141.7*	10***	0.97*	7.06*			
	5	CONST	Inflación Perú(t)	Inflación USA (t)	Gamma	C1	C2			
	-9.05*	4.64*	-107.46*	10***	0.97*	7.06***				

*, **, *** Denotan significancia estadística al 1%, 5% y más de 10%, respectivamente.

Para la evaluación del modelo 5 se estimó la prueba de no autocorrelación de errores. Esta prueba tiene una baja significancia en los diferentes rezagos estimados para cada

¹⁰Los coeficiente de gradualidad $\gamma = 10$ y punto umbral $c1 = -0.97$ y $c2 = 7.06$.

error, por lo cual se puede concluir que el modelo antes estimado no presenta correlación en sus errores. Los resultados de la prueba de no autocorrelación se presentan en la Tabla 13. Posteriormente, se emplea la prueba de no constancia en los parámetros para verificar la estabilidad de los mismos (ver Tabla 14).

Tabla 13. Test de no autocorrelación de errores para Perú
1960Q2 – 2015Q4 con 1 umbral

Retardo	F-value	df1	df2	p-value
1	1.81	1	207	0.18
2	1.45	2	205	0.24
3	1.96	3	203	0.12
4	5.17	4	201	0.00
5	4.29	5	199	0.00
6	7.71	6	197	-
7	6.66	7	195	-
8	5.78	8	193	-

Tabla 14. Test de no constancia en los parámetro para Perú
1960Q2 – 2015Q4 con 1 umbral

Hipótesis	F-value	df1	df2	p-value
H1	5.64	10	197	0
H2	5.64	20	187	0
H3	6.95	30	177	0

Como se puede observar en la Tabla 14 ninguna de las diferentes hipótesis de estabilidad en los parámetros es significativa, con lo cual se rechaza la estabilidad de los mismos y el empleo de un modelo LSTAR (1) se justifica. Finalmente, se aplica la prueba de normalidad de Jarque-Bera en los residuos estimados del modelo LSTAR (1). El p-value de dicha prueba es cercano al 0.00, con lo cual se puede concluir que los datos rechazan la hipótesis de normalidad de los residuos tanto en el modelo lineal como en el no lineal.

Finalmente, se realizó la prueba GARCH-LM para el modelo 5. Esta prueba tiene como hipótesis nula la no existencia de heterocedasticidad. Los p-values para los estadísticos F y chi-cuadrado resultaron ser significativos, con lo cual se demuestra la existencia de heterocedasticidad. Sin embargo, se considera que esta heterocedasticidad no afecta gravemente los prueba de significancia de los coeficientes del modelo evaluado debido a que dichos coeficientes son más significativos que la prueba de GARCH-LM.

Dados los resultados del modelo LSTAR se procede a estimar el modelo Markov Switching. Luego de realizar las combinaciones de todos los posibles modelos (con 2 y 3 regímenes) se ha elegido el mejor modelo en base a: el criterio de información de Akaike (el que resulte menor dentro y entre 2 y 3 regímenes); el criterio de log-likelihood (el que resulte mayor, solo este criterio sirve para comparar modelos dentro del mismo régimen) y que los resultados obtenidos (estimados y gráficos) puedan tener una interpretación económica. El mismo método se utilizó para Chile y Colombia.

Tabla 15. Perú 1960 – 2015 trimestral: comparación de modelos Markov Switching

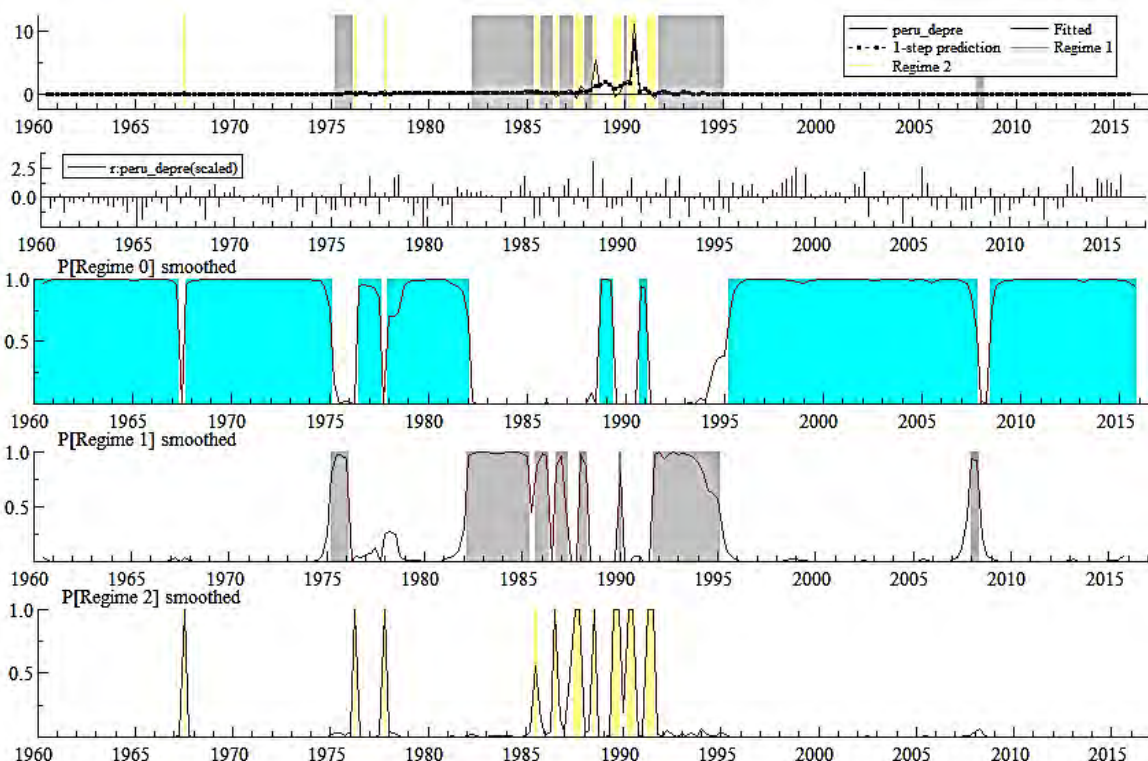
Modelo	Log Likelihood	AIC	Test Jarque Bera (normalidad)	Linealidad (pvalue)
MSIH(2) ARX (0)	44.83	-0.33	Rechaza	0.00
MSIAH(2) ARX (0)	290.60	-2.52	Rechaza	0.00
MSIH(3) ARX (0)	44.83	0.29	Rechaza	0.00
MSIH(3) ARX (1)	-42.62	0.52	Rechaza	0.00
MSIAH(3) ARX (1)	338.43	-2.85	No Rechaza	0.00

Dada la evidencia observada en la Tabla 15 se ha optado por modelo MSIAH (3) AR X(1), siendo además el que mejor se ajusta a los hechos estilizados en la sección 5.1. Como se observa en la Figura 17, el régimen 1 corresponde a los periodos en donde la depreciación presentó niveles restringidos a un intervalo amplio y estable. Para el caso del régimen 2, el intervalo restrictivo se amplía permitiendo una mayor volatilidad. Este régimen corresponde a los periodos 1975-1976, 1982-1985, 1986-1987, 1988-1989, 1990, 1992-1995 y 2008. Cabe resaltar que si bien la depreciación se mantuvo bastante estable durante estas fechas, los niveles de volatilidad que presentó son mayores en comparación con los del régimen anterior.

Finalmente, el régimen 3 recoge los datos más dispersos en relación a la media, la evidencia de este régimen se encuentra en el periodo 1967-1968, 1976, 1978, 1985-1992 y se debe a la crisis hiperinflacionaria por la que atravesó el Perú y que afectó directamente al nivel de precios. En el periodo 1990-1992 se observan los efectos del conjunto de medidas para ajustar precios efectuado en agosto de 1990 y cuyas secuelas se prolongan hasta 1992 por el lento ajuste de precios y rigideces.

Figura 17.

Modelo MSIAH(3)-AR(1) para el Tipo de cambio nominal trimestral (en logaritmos) Perú 1960Q1 – 2011Q4: 3 regímenes



Fuente: Elaboración propia

La estabilidad observada en los regímenes 1 y 2 tienen como trasfondo el hecho de que Perú logró alcanzar la estabilidad de precios a través de políticas monetarias y fiscales más responsables. El régimen que se extiende hasta el periodo actual es el régimen 1 (que demuestra ser uno de los más prolongados y más estable). Esto se explicaría por el efecto de la adopción de metas explícitas de inflación por el BCRP, lo que ha permitido

mantener la inflación peruana baja y ha evitado mayores volatilidades en el mercado cambiario.

Los resultados de los parámetros (ver Tabla 16) muestran que la PPP sería más compatible con periodos de volatilidad media (régimen 2) dada la cercanía del coeficiente de la variable IPC de Perú a 1. Además, se cumplen las condiciones de simetría, pero no de proporcionalidad. Por tanto, la PPP no se cumpliría en Perú en ninguno de los 3 regímenes.

Tabla 16. Estimación de modelo MSIAH(3)-AR(1) según la paridad de poder de compra (PPP) para Perú 1960Q1 – 2011Q4

	Régimen 1		Régimen 2		Régimen 3	
	Estimación	Des. Est.	Estimación	Des. Est.	Estimación	Des. Est.
Constante	0.10*	0.02	0.45*	0.08	-1.87*	0.48
Perú TC (t-1)	0.96*	0	0.58*	0.07	0.01	0.10
USA IPC (t)	-0.04*	0.01	-0.23*	0.02	0.16	0.10
Perú IPC (t)	0.04*	0.01	0.40*	0.07	0.89*	0.09
Sigma	0.01*	0.00	0.02*	0.00	0.10*	0.01
p	0.96	0.02	0.10	0.05	0.07	0.04

*, **, *** denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Otro punto de análisis importante es la matriz de probabilidades de transición (ver Tabla 17), la cual muestra la probabilidad de caer en un determinado régimen dado el régimen actual. Por tanto, se podría afirmar que la probabilidad de estar en un régimen de muy elevada volatilidad en el tipo de cambio (régimen 3) es muy baja, dado que hoy nos

encontramos en el régimen 1. Asimismo, es alta la probabilidad de continuar en el régimen 1 dado el régimen en el que actualmente nos encontramos.

Tabla 17. Matriz de probabilidades de transición para el caso peruano según el modelo MSIAH(3)-AR(1)

Matriz de Probabilidades de Transición			
	Régimen 1 (t)	Régimen 2 (t)	Régimen 3 (t)
Régimen 1 (t+1)	0.96	0.10	0.00
Régimen 2 (t+1)	0.03	0.85	0.06
Régimen 3 (t+1)	0.01	0.05	0.93

Para evaluar la hipótesis de PPP en el largo plazo es necesario identificar los periodos donde no existen quiebres y el contexto económico sea favorable para el cumplimiento de la PPP. En ese sentido, según la prueba de Perron y Yabu a partir del cuarto trimestre de 1989 hasta el primer trimestre del 2009 existe un régimen de baja volatilidad y estabilidad para la inflación peruana. Es para este periodo donde se analiza el cumplimiento de la PPP mediante la metodología de Engle - Granger.

Los resultados para Perú se muestran en la Tabla 18. Primero se realizó la regresión del tipo de cambio peruano respecto la inflación de Estados Unidos y Perú. Luego se procedió a realizar la prueba de raíz unitaria sobre los residuos, si la hipótesis nula de raíz unitaria es rechazada por los datos se puede concluir que las series cointegran.

Dado que las series son no estacionarias, se procederá a realizar la regresión de la PPP para Perú, los resultados de dicha regresión son almacenados y evaluados mediante la prueba de ADF. Los resultados se muestran en la Tabla 18. La prueba de ADF no se rechaza al 10% (pvalue es 0.7296), por lo tanto las series del tipo de cambio peruano

respecto a la inflación de Estados Unidos y Perú no cointegran. Esto indicaría que no habría evidencia a favor de la PPP.

Tabla 18. Prueba de Dickey-Fuller aumentado para el residuo de Perú 1989Q1 – 2009Q4 (frecuencia trimestral desestacionalizada en logaritmos)

Serie	Valores Críticos	t- Estadístico	Prob.*
Residuo-Perú		0.160875	0.7296
	1% level	-2.599934	
	5% level	-1.945745	
	10% level	-1.613633	

*Hipótesis nula: residuo tiene raíz unitaria

6.2.2. Caso colombiano

El empleo de un modelo de LSTAR para el caso colombiano se fundamenta en la existencia de quiebre estructural, prueba de Perron y Yabu de la sección 6.1.4, para las variables depreciación del tipo de cambio y la inflación de Colombia. Asimismo, los gráficos de estas series parecen respaldar los resultados hallados en la prueba de Perron y Yabu (2009). En las series se puede observar un cambio suave en el nivel (ver figuras 13 y 14).

El análisis gráfico parece sugerir a la tendencia y la depreciación del tipo de cambio de Colombia (t) como variables de transición. Para la elección de la mejor variable de transición se aplicó la prueba de linealidad a las variables y sus retardos. La variable de transición más adecuada será aquella que presente un nivel de significancia mayor. Los resultados de la prueba de linealidad se muestran en la Tabla 19.

Tabla 19. Variable de transición para la Paridad de poder de compra (PPP) de Colombia
1960Q2 – 2015Q4

Variable de transición	F	F4	F3	F2	Modelo sugerido
Depreciación Colombia (t -1)*	0.02	0.19	0.07	0.06	LSTR1
Inflación Colombia (t)	0.49	0.26	0.53	0.55	Linear
Inflación USA (t)	0.82	0.48	0.92	0.54	Linear
Inflación Colombia (t-1)	0.82	0.94	0.80	0.27	Linear
Inflación USA (t-1)	0.60	0.59	0.17	0.91	Linear
Tendencia	0.02	0.03	0.10	0.21	LSTR1

* Denota la mayor significancia.

La variable la depreciación del tipo de cambio de Colombia (t) será seleccionada como variable de transición debido a que es más significativa. Cabe indicar que estos resultados son congruentes con los obtenidos mediante la prueba de Perron y Yabu (2009). Tomando en cuenta que la variable de transición seleccionada es la depreciación del tipo de cambio de Colombia (t) se procederá a especificar la ecuación de la PPP incluyendo los retardos de las variables dependientes, los modelos a evaluar son los siguientes:

Tabla 20. Especificación de modelos LSTAR para la PPP de Colombia

MODELO	ESPECIFICACIÓN
1	Depreciación Colombia (t) = Inflación USA (t) + Inflación Colombia(t)+ Inflación USA (t-1)+ Inflación Colombia(t-1)+ Depreciación Colombia(t-1) + B ₀
2	Depreciación Colombia (t) = Inflación USA (t) + Inflación Colombia(t)+ Inflación USA (t-1)+ Inflación Colombia(t-1) + B ₀
3	Depreciación Colombia (t) = Inflación USA (t) + Inflación Colombia(t)+ Inflación Colombia(t-1) + B ₀
4	Depreciación Colombia (t) = Inflación USA (t) + Inflación Colombia(t)+ Depreciación Colombia(t-1) + B ₀
5	Depreciación Colombia (t) = Inflación USA (t) + Inflación Colombia(t)+ B ₀

Para cada uno de los modelos antes señalados y según la variable de depreciación del tipo de cambio de Colombia se procedió a calcular el valor del coeficiente de gradualidad y el punto umbral mediante el algoritmo Newton-Raphson.

Los resultados del modelo LSTAR (ver Tabla 21) muestran que el modelo que presenta el signo adecuado para los coeficientes según la teoría de la PPP es el modelo 4¹¹ solo en

¹¹Los coeficiente de gradualidad $\gamma = 8.13$ y punto umbral $c = 0.16$.

su parte lineal. Este modelo tiene coeficientes poco significativos tanto en su parte lineal como no lineal. Adicionalmente el gamma y su punto umbral poseen una alta significancia.

Tabla 21. Estimación de modelo LSTAR según la paridad de poder de compra (PPP) para Colombia 1960Q2 – 2015Q4 con 1 umbral

Parte del Modelo	N° de Modelo	Variables					
Lineal	1	CONST 0.02*	Depreciación Colombia(t-1) 0.29*	Inflación Colombia(t) 0.08***	Inflación USA (t) -0.27***	Inflación Colombia(t-1) 0.15***	Inflación USA (t-1) -0.15***
	2	CONST 0.02***	Inflación Colombia(t) -0.08***	Inflación USA (t) -6.04***	Inflación Colombia(t-1) -0.09***	Inflación USA (t-1) 8.85*	
	3	CONST 0.08***	Inflación Colombia(t) -0.55***	Inflación USA (t) -4.7***	Inflación Colombia(t-1) -0.23***		
	4	CONST 0.02*	Depreciación Colombia(t-1) 0.32*	Inflación Colombia(t) 0.14***	Inflación USA (t) -0.29***		
	5	CONST 0.08***	Inflación Colombia(t) -0.71***	Inflación USA (t) -4.84***			
No Lineal	1	CONST 0.08***	Depreciación Colombia(t-1) 0.47***	Inflación Colombia(t) 1.33***	Inflación USA (t) 15.33***	Inflación Colombia(t-1) -32.9*	Gamma 9.02***
	2	CONST -0.01***	Inflación Colombia(t) 0.42***	Inflación USA (t) 6.22***	Inflación Colombia(t-1) 0.41***	Inflación USA (t-1) -9.93*	Gamma 10***
	3	CONST -0.07***	Inflación Colombia(t) 0.91***	Inflación USA (t) 5.1***	Inflación Colombia(t-1) 0.53***	Gamma 3.21***	C1 39.1***
	4	CONST -0.17***	Depreciación Colombia(t-1) 0.25***	Inflación Colombia(t) -0.06***	Inflación USA (t) -19.97***	Gamma 8.13***	C1 0.16***
	5	CONST -0.07***	Inflación Colombia(t) 1.25***	Inflación USA (t) 5.36***	Gamma 3.21***	C1 38.93***	

*, **, *** Denotan significancia estadística al 1%, 5% y más de 10%, respectivamente.

Para la evaluación del modelo 4 se estimó la prueba de no autocorrelación de errores. Este prueba tiene una baja significancia en los diferentes rezagos estimados para cada error, por lo cual se puede concluir que el modelo antes estimado no presenta correlación en sus errores. Los resultados de la prueba de no autocorrelación se presentan en la Tabla 22. Posteriormente, empleamos la prueba de no constancia en los parámetros para verificar la estabilidad de los mismos (ver Tabla 23).

Tabla 22. Test de no autocorrelación de errores para Colombia 1960Q2 – 2015Q4 con 1 umbral

Retardo	F-value	df1	df2	p-value
1	4.33	1	207	0.04
2	3.33	2	205	0.04
3	4.25	3	203	0.01
4	5.33	4	201	0.00
5	3.99	5	199	0.00
6	3.8	6	197	0.00
7	3.07	7	195	0.00
8	2.86	8	193	0.01

Tabla 23. Test de no constancia en los parámetro para Colombia 1960Q2 – 2015Q4 con 1 umbral

Hipótesis	F-value	df1	df2	p-value
H1	3	10	197	0
H2	1.97	20	187	0.01
H3	2.64	30	177	0

Como se puede observar en la Tabla 24 ninguna de las diferentes hipótesis de estabilidad en los parámetros es significativa, con lo cual se rechaza la estabilidad de los mismos y el empleo de un modelo LSTAR (1) se justifica. Finalmente, se aplica la prueba de normalidad de Jarque-Bera en los residuos estimados del modelo LSTAR (1). El p-value de dicha prueba es inferior al 0.01, con lo cual se puede concluir que no es posible aceptar la normalidad de los residuos tanto en el modelo lineal como en el no lineal.

Finalmente, se realizó la prueba GARCH-LM para el modelo 4. Los p-values para los estadísticos F y chi-cuadrado resultaron ser significativos, con lo cual se demuestra la existencia de heterocedasticidad.

Dados los resultados del modelo LSTAR se pasa ahora a estimar el modelo MS. De la serie de tipo de cambio nominal de Colombia se obtuvo que es un proceso AR (1). Dada la evidencia observada en la Tabla 24 y a los resultados obtenidos en el LSTAR se ha optado por modelo MSIAH (2) AR (1), siendo el que mejor se ajusta a los hechos estilizados en la sección 5.2 según los posibles regímenes.

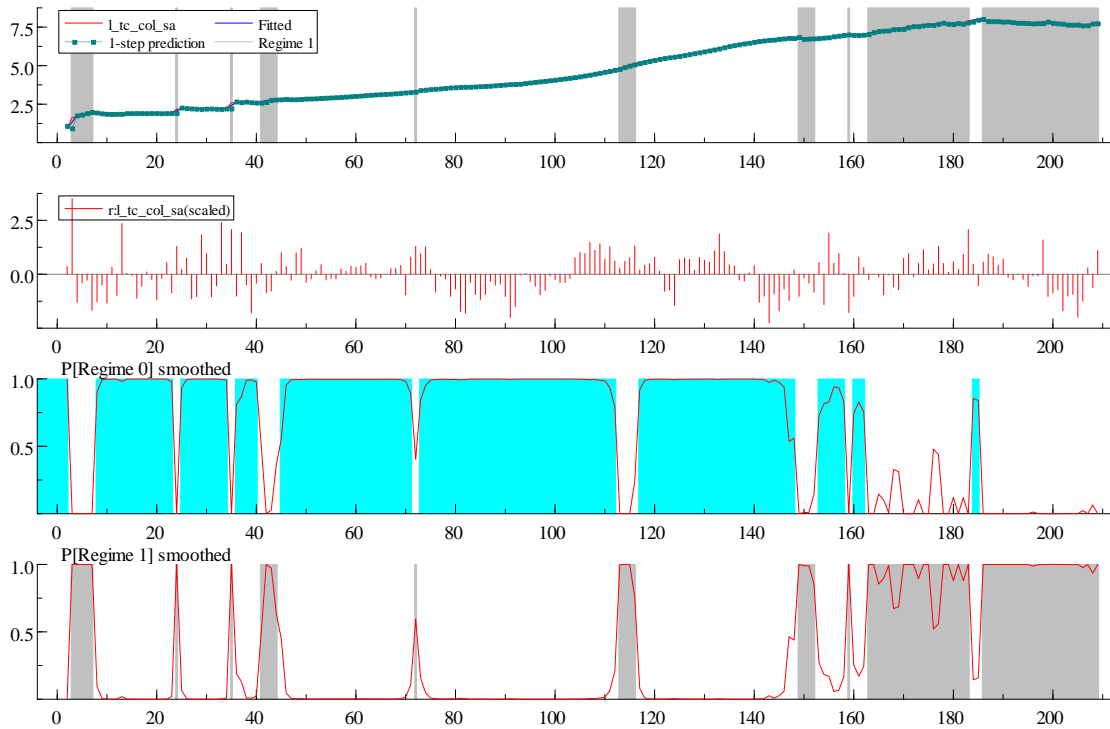
Tabla 24. Colombia 1960 – 2011 trimestral (en logaritmos): comparación de modelos MS

Modelo	Log Likelihood	AIC	Prueba JarqueBera (normalidad)	Linealidad (pvalue)
MSIH(2) AR (0)	189.26	-1.72	Rechaza	0.00
MSIAH(2) AR(1)	445.25	-4.17	No rechaza	0.00
MSIH(3) AR (0)	237.16	-2.13	No rechaza	0.00
MSIH(3) AR(1)	402.69	-3.68	Rechaza	0.00
MSIAH(3) AR(1)	470.71	-4.34	No rechaza	0.00

Como se observa en la Figura 19, el régimen 1 corresponde a los periodos en donde el tipo de cambio presentó niveles restringidos a un intervalo amplio y estable. Prácticamente se extiende desde 1960 al 2000. Para el caso del régimen 2, el intervalo restrictivo se amplía para una mayor volatilidad. Este régimen corresponde básicamente a los periodos más recientes desde 2001 al 2011. Cabe resaltar que si bien el tipo de cambio nominal se mantuvo bastante estable durante estas fechas, los niveles de volatilidad que presentó son mayores en comparación con los del régimen anterior.

Figura 19.

Modelo MSIAH(2)-AR(1) para el Tipo de cambio nominal trimestral (en logaritmos) Colombia 1960Q1 – 2011Q4: 2 regímenes



Fuente: Elaboración propia

Los resultados de los parámetros (ver Tabla 25) muestran que la PPP sería más compatible con periodos de volatilidad media (régimen 2) dada la cercanía del coeficiente de la variable IPC de Colombia a 1. Además, se cumplen las condiciones de simetría y de proporcionalidad. Por tanto, la PPP se aproximaría a su cumplimiento en Colombia en el segundo régimen.

7Tabla 25. Estimación de modelo MSIAH(2)-AR(1) según la paridad de poder de compra (PPP) para Colombia 1960Q1 – 2011Q4

	Régimen 1		Régimen 2	
	Estimación	Des. Est.	Estimación	Des. Est.
Constante	-0.58*	0.08	3.03*	0.80
Colombia TC (t-1)	1.03*	0.01	0.64*	0.06
USA IPC (t)	0.12*	0.01	-0.36**	0.16
Colombia IPC (t)	-0.05*	0.01	0.37*	0.08
Sigma	0.01*	0.00	0.08*	0.01
p	0.92*	0.03	0.16*	0.06

*, **, *** denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Según la matriz de probabilidades de transición (ver Tabla 26), se podría afirmar que la probabilidad de estar en un régimen de baja volatilidad en el tipo de cambio (régimen 1) es baja, dado que hoy nos encontramos en el régimen 2. Asimismo, es alta la probabilidad de continuar en el régimen 2 dado el régimen en el que actualmente nos encontramos.

Tabla 26. Matriz de probabilidades de transición para el caso colombiano según el modelo MSIAH(2) – AR(1)

Matriz de Probabilidades de Transición

	Régimen 1 (t)	Régimen 2 (t)
Régimen 1 (t+1)	0.92	0.16
Régimen 2 (t+1)	0.08	0.84

Para evaluar la hipótesis de PPP en el largo plazo se utilizará el mismo procedimiento que en el caso peruano. Según la prueba de Perron y Yabu a partir del primer trimestre de 1992 existe un régimen de baja volatilidad y estabilidad para la inflación. Es para este periodo donde se analiza el cumplimiento de la PPP mediante la metodología de Engle - Granger.

Dado que las series son no estacionarias, se procederá a realizar la regresión de la PPP para Colombia, los resultados de dicha regresión son almacenados y evaluados mediante la prueba de ADF. Los resultados se muestran en la Tabla 27. La prueba de ADF no se rechaza al 5% (pvalue es 0.0802), por lo tanto las series del tipo de cambio respecto a la inflación de Estados Unidos y Colombia no cointegran. Esto indicaría que no habría evidencia a favor de la PPP.

Tabla 27. Prueba de Dickey-Fuller aumentado para el residuo de Perú 1989Q1 – 2009Q4 (frecuencia trimestral desestacionalizada en logaritmos)

Serie	Valores Críticos	t- Estadístico	Prob.*
Residuo-Perú		-1.724082	0.0802
	1% level	-2.598907	
	5% level	-1.945596	
	10% level	-1.613719	

*Hipótesis nula: residuo tiene raíz unitaria

6.2.3. Caso chileno

El empleo de un modelo de LSTAR para el caso chileno se fundamenta en la existencia de quiebre estructural, prueba de Perron y Yabu de la sección 6.1.4, para la depreciación y la inflación de dicho país. El análisis gráfico de estas series parece respaldar los resultados hallados en la prueba de Perron y Yabu (2009). En las series se puede observar un cambio suave en el nivel (ver figuras 14 y 15).

El análisis gráfico parece sugerir la depreciación nominal de Chile (t) y la inflación de Chile (t) como variables de transición. La variable de transición más adecuada será aquella que presente un nivel de significancia mayor, los resultados de la prueba de linealidad se muestran en la Tabla 28.

Tabla 28. Variable de transición para la Paridad de poder de compra (PPP) de Chile 1960Q2 – 2015Q4

Variable de transición	F	F4	F3	F2	Modelo sugerido
Depreciación Chile (t -1)	0	0.4	0	0	LSTR2
Inflación Chile (t)*	0	0	0	0	LSTR1
Inflación USA (t)	NaN	NaN	0	0	Linear
Inflación Chile (t-1)	0	0	0	0	LSTR1
Inflación USA (t-1)	NaN	NaN	0.12638	0	Linear
Tendencia	0.96	0.92	0.69	0.78	Linear

* Denota la mayor significancia.

Tomando en cuenta que la variable de transición seleccionada es la inflación de Chile (t), se procederá a especificar la ecuación de la PPP incluyendo los retardos de las variables independientes involucradas. Los modelos a evaluar son los siguientes:

Tabla 29. Especificación de modelos LSTAR para la PPP de Colombia

MODELO	ESPECIFICACIÓN
1	Depreciación Chile (t) = $\alpha_0 + \alpha_1 \text{Inflación USA (t)} + \alpha_2 \text{Inflación Chile(t)} + \alpha_3 \text{Inflación USA (t-1)} + \alpha_4 \text{Inflación Chile(t-1)} + \alpha_5 \text{Depreciación Chile(t-1)} + B_0$
2	Depreciación Chile (t) = $\alpha_0 + \alpha_1 \text{Inflación USA (t)} + \alpha_2 \text{Inflación Chile(t)} + \alpha_3 \text{Inflación USA (t-1)} + \alpha_4 \text{Inflación Chile(t-1)} + B_0$
3	Depreciación Chile (t) = $\alpha_0 + \alpha_1 \text{Inflación USA (t)} + \alpha_2 \text{Inflación Chile(t)} + \alpha_3 \text{Inflación Chile(t-1)} + B_0$
4	Depreciación Chile (t) = $\alpha_0 + \alpha_1 \text{Inflación USA (t)} + \alpha_2 \text{Inflación Chile(t)} + \alpha_3 \text{Depreciación Chile(t-1)} + B_0$
5	Depreciación Chile (t) = $\alpha_0 + \alpha_1 \text{Inflación USA (t)} + \alpha_2 \text{Inflación Chile(t)} + B_0$

Para cada uno de los modelos antes señalados y según la variable de transición IPC de Chile se procedió a calcular el valor del coeficiente de gradualidad y el punto umbral mediante el algoritmo Newton-Raphson. Los resultados (ver Tabla 30) muestran que el modelo que presenta el signo de los coeficientes adecuados según la teoría de PPP es el modelo 1¹². Este modelo tiene coeficientes altamente significativos tanto en su parte lineal. Adicionalmente el gamma y su umbral poseen una baja significancia.

Tabla 30. Estimación de modelo STAR según la paridad de poder de compra (PPP) para Chile 1960Q2 – 2015Q4 con 1 umbral

Parte del Modelo	N° de Modelos	Variables
Lineal	1	CONST 0*** Depreciación Chile(t-1) 0.32* Inflación Chile(t) 1.47* Inflación USA (t) -2.97* Inflación Chile(t-1) -0.64* Inflación USA (t-1) 2.18*
	2	CONST 0*** Inflación Chile(t) 1.24* Inflación USA (t) -3.19* Inflación Chile(t-1) -0.07* Inflación USA (t-1) 1.5**
	3	CONST 0.01*** Inflación Chile(t) 1.31* Inflación USA (t) -2.44* Inflación Chile(t-1) -0.14*
	4	CONST 0.01** Depreciación Chile(t-1) -0.05*** Inflación Chile(t) 1.18* Inflación USA (t) -2.65*
	5	CONST 0.01** Inflación Chile(t) 1.12* Inflación USA (t) -2.55*
No Lineal	1	CONST -1.34*** Depreciación Chile(t-1) -0.91*** Inflación Chile(t) 3.58*** Inflación USA (t) -13.04*** Inflación Chile(t-1) -4.23*** Inflación USA (t-1) 74.53*** Gamma 10** C1 0.49*
	2	CONST -1.6* Inflación Chile(t) 2.74* Inflación USA (t) 10.12*** Inflación Chile(t-1) -2.19* Inflación USA (t-1) 32.31** Gamma 10*** C1 0.49*
	3	CONST -1.51* Inflación Chile(t) 2.32* Inflación USA (t) 27.29* Inflación Chile(t-1) -0.94* Gamma 10*** C1 0.49***
	4	CONST -1.95*** Depreciación Chile(t-1) 0.83*** Inflación Chile(t) 1.72*** Inflación USA (t) 28.38*** Gamma 10*** C1 0.49***
	5	CONST -1.74* Inflación Chile(t) 2.22* Inflación USA (t) 25.49* Gamma 10*** C1 0.49***

*, **, *** Denotan significancia estadística al 1%, 5% y más de 10%, respectivamente.

¹²Los coeficiente de gradualidad $\gamma = 10$ y punto umbral $c = 0.49$.

Para la evaluación del modelo 1 se estimó la prueba de no autocorrelación de errores. Este prueba tiene una baja significancia en los diferentes rezagos estimados para cada error, por lo cual se puede concluir que el modelo antes estimado no presenta correlación en sus errores. Los resultados de la prueba de no autocorrelación se presentan en la Tabla 31. Posteriormente, empleamos la prueba de no constancia en los parámetros para verificar la estabilidad de los mismos (ver Tabla 32).

Tabla 31. Test de no autocorrelación de errores para Chile 1960Q2 – 2015Q4 con 1 umbral

Retardo	F-value	df1	df2	p-value
1	15.97	1	210	0.00
2	11.26	2	208	-
3	7.89	3	206	0.00
4	5.84	4	204	0.00
5	4.77	5	202	0.00
6	3.95	6	200	0.00
7	3.54	7	198	0.00
8	3.4	8	196	0.00

Tabla 32. Test de no constancia en los parámetros para Chile 1960Q2 – 2015Q4 con 1 umbral

Hipótesis	F-value	df1	df2	p-value
H1	3.76	8	202	0
H2	5.33	16	194	0
H3	4.68	24	186	0

Como se puede observar en la Tabla 32 ninguna de las diferentes hipótesis de estabilidad en los parámetros es significativa, con lo cual se rechaza la estabilidad de los mismos y el empleo de un modelo LSTAR (1) se justifica. Finalmente, se aplica la prueba de normalidad de Jarque-Bera en los residuos estimados del modelo LSTAR (1). El p-value de dicha prueba es cercano al 0, con lo cual se puede concluir que se rechazar la no normalidad de los residuos tanto en el modelo lineal como en el no lineal.

Finalmente, se realizó la prueba GARCH-LM para el modelo 1. Los p-values para los estadísticos F y chi-cuadrado resultaron ser significativos, con lo cual se demuestra la existencia de heterocedasticidad.

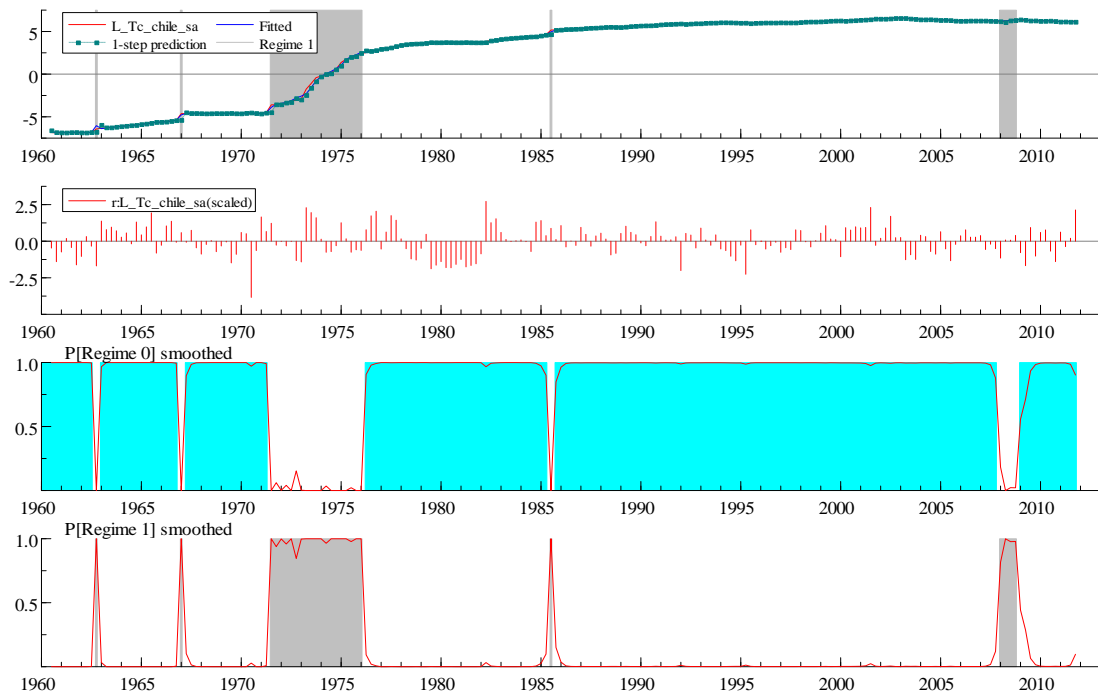
Dados los resultados del modelo LSTAR se pasa ahora a estimar el modelo MS. De la serie de tipo de cambio nominal de Chile se obtuvo que es un proceso AR (1). Dada la evidencia observada en la Tabla 33 y a los resultados obtenidos en el LSTAR se ha optado por modelo MSIAH (2) AR (1), siendo el que mejor se ajusta a los hechos estilizados en la sección 5.3 según los posibles regímenes.

Tabla 33. Chile 1960 – 2011 trimestral (en logaritmos): comparación de modelos MS

Modelo	Log Likelihood	AIC	Prueba Jarque Bera (normalidad)	Linealidad (p-value)
MSIH(2) AR (0)	115.35	-1.01	Rechaza	0.00
MSIAH(2) AR(1)	291.20	-2.71	No rechaza	0.00
MSIH(3) AR (0)	151.95	-1.31	Rechaza	0.00
MSIAH(3) AR(1)	319.77	-2.92	No rechaza	0.00

Como se observa en la Figura 21, el régimen 1 corresponde a los periodos en donde el tipo de cambio presentó niveles restringidos a un intervalo amplio y estable. Se extiende desde 1960 -1971, 1976-2008 y 2009-2011. Para el caso del régimen 2, el intervalo restrictivo se amplía para una mayor volatilidad. Este régimen corresponde básicamente a los periodos 1971-1976 y 2008-2009. Cabe resaltar que si bien el tipo de cambio nominal se mantuvo bastante estable durante estas fechas, los niveles de volatilidad que presentó son mayores en comparación con los del régimen anterior.

Figura 21. Modelo MSIAH(2)-AR(1) para el Tipo de cambio nominal trimestral (en logaritmos) Chile 1960Q1 – 2011Q4: 2 regímenes



Fuente: Elaboración propia

El régimen que se extiende hasta el periodo actual es el régimen 1 (que demuestra ser el más prolongados y estable). Los resultados de los parámetros (ver Tabla 34) muestran que la PPP sería más compatible con periodos de volatilidad alta (régimen 2) dada la cercanía del coeficiente de la variable IPC de Chile a 1. Además, se cumplen las condiciones de simetría y de proporcionalidad. Por tanto, la PPP se cumpliría en Chile en el segundo régimen.

Tabla 34. Estimación de modelo MSIAH(2) – AR(1) según la paridad de poder de compra (PPP) para Chile 1960Q1 – 2011Q4

	Régimen 1		Régimen 2	
	Estimación	Des. Est.	Estimación	Des. Est.
Constante	0.69*	0.10	5.15*	1.41
Chile TC (t-1)	0.96*	0.01	0.39**	0.18
USA IPC (t)	-0.16*	0.02	-0.96*	0.30
Chile IPC (t)	0.06*	0.02	0.68*	0.20
Sigma	0.04*	0.00	0.24*	0.03
p	0.97*	0.01	0.21**	0.09

*, **, *** denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Según la matriz de probabilidades de transición (ver Tabla 35), se podría afirmar que la probabilidad de estar en un régimen de alta volatilidad en el tipo de cambio nominal (régimen 2) es muy baja, dado que hoy nos encontramos en el régimen 1. Además, es muy alta la probabilidad de continuar en el régimen 1 dado el régimen en el que actualmente nos encontramos.

Tabla 35. Matriz de probabilidades de transición para el caso chileno según el modelo MSIAH(2) – AR(1)

Matriz de Probabilidades de Transición

	Régimen 1 (t)	Régimen 2 (t)
Régimen 1 (t+1)	0.97	0.21
Régimen 2 (t+1)	0.03	0.79

VII. Conclusiones

1. Se obtienen resultados mixtos sobre la PPP para los 3 países. Se cumple la PPP para ciertos periodos de tiempo en Chile y Colombia, pero esto se da en periodos de mediana y alta volatilidad. Para Perú no se logra obtener evidencia a favor de la PPP.
2. Bajo el enfoque no lineal (LSTAR y MS) se obtiene una mejor aproximación hacia los resultados esperados de la PPP. Sin embargo, se podría realizar una investigación a futuro para un periodo de tiempo mayor o aplicando un modelo MS con datos de panel.
3. Para Perú se puede concluir que el modelo LSTAR no logra tener un ajuste adecuado a los datos debido a que no supera la prueba de normalidad en los residuos y el proceso de transición es muy rápido. Con el modelo MS se obtiene un mejor ajuste, pero no se logra comprobar la PPP para ninguno de los 3 regímenes.
4. En el caso colombiano se observa que el valor del coeficiente de la variable IPC para el modelo LSTAR presenta un valor de 1.58 y 2.89 para la parte lineal y no lineal respectivamente. Estos valores en términos estadísticos no son iguales a 1, que es lo que se requiere para afirmar que los datos respaldan la hipótesis de la PPP. Sin embargo, se puede concluir que la hipótesis de la PPP está más cercana a cumplirse en la parte lineal que la no lineal. Aplicando el modelo MS se obtiene cierta evidencia a favor de la PPP en el segundo régimen, es decir el de mayor volatilidad.
5. En Chile se observa algo similar a Colombia, concluyéndose que la hipótesis de la PPP estuvo más cerca de cumplirse en la parte lineal que la no lineal para el modelo LSTAR. Según el modelo MS se obtiene evidencia a favor de la PPP en el segundo régimen (de mayor volatilidad).
6. Según el enfoque de cointegración, no se obtiene evidencia a favor de la PPP para los 3 países en los periodos de menor volatilidad.

Referencias bibliográficas

- ARENA, Marco y Pedro TUESTA
1997 *Fundamentos y desalineamientos: el tipo de cambio real de equilibrio en el Perú*. Lima: Revista Estudios Económicos del Banco Central de Reservas del Perú, 27 pp.
- CALDERÓN, César y Roberto DUNCAN
2003 *Purchasing Power Parity in an Emerging Market Economy: A Long-span study for Chile*. Santiago de Chile: Revista Estudios de Economía de la Universidad de Chile, Vol. 30, No. 1, pp. 103-132.
- CAPORALE, Guglielmo y Mario CERRATO
2004 *Panel Data Prueba of PPP: A Critical Overview*. Viena: Economic Series, Institute for Advanced Studied, No. 159, 47 pp.
- CASTILLO, Paul; HUMALA, Alberto y Vicente TUESTA
2007 *Monetary Policy, Regime Shifts, and Inflation Uncertainty in Peru (1949-2006)*. Lima: Serie de Documentos de Trabajo del Banco Central de Reserva del Perú, No. 2007-005, 39 pp.
- CHEUNG, Yin-Wong y Kon LAI
2000 *On Cross-Country Differences in the Persistence of Real Exchange Rates*. Nueva York: Journal of International Economics, Vol. 50, pp. 375-397.
- EDISON, Hali
1987 *Purchasing Power Parity in the Long Run*. Rochester: Journal of Monetary Economics, Vol. 31, pp. 165-187.
- FERREYRA, Jesús y Rafael HERRADA
2003 *Tipo de Cambio Real y sus Fundamentos: Estimación del Desalineamiento*. Lima: Revista Estudios Económicos del Banco Central de Reserva del Perú, No. 10, 28 pp.
- FRANKEL, Jeffrey
1986 *International Capital Mobility and Crowding Out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or Goods Markets?* En Hafer, Rik (editor). *How Open is the U.S. Economy?* Massachusetts: Lexington Books.
- FRANKEL, Jeffrey y Andrew ROSE
1996 *A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries*. Nueva York: Journal of Economic Perspectives, Vol. 40, pp. 209-224.
- FROOT, Kenneth y Kenneth ROGOFF
1995 *Perspectives on PPP and Long-run Real Exchange Rates*. En ROGOFF, Kenneth y Gene GROSSMAN (editors). *Handbook of International Economics*. Amsterdam: North Holland.
- GREENE, William
2011 *Econometric Analysis*. Séptima edición. New Jersey: Prentice Hall.

GUEVARA, Guillermo

1999 *Política Monetaria del Banco Central: Una perspectiva histórica*. Lima: Revista Estudios Económicos del Banco Central de Reserva del Perú, No. 5, 33 pp.

HAMILTON, James

1994 *Time Series Analysis*. Primera edición. New Jersey: Princeton University Press.

KANAS, Angelos

2006 *Purchasing Power Parity and Markov Regime Switching*. Columbus: Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 38, No. 6, pp. 1669-1687.

KEANE, Michael y otros

1997 *Transactions Cost and Nonlinear Adjustments in Real Exchange Rates: An Empirical Investigation*. Chicago: Journal of Political Economy, Vol. 105, pp. 862-879.

KRUGMAN, Paul y Maurice OBSTFELD

2006 *Economía Internacional. Teoría y política*. Madrid: Pearson Educación, Séptima edición.

KUGLER, Peter y Carlos LENZ

1993 *Multivariate Cointegration Analysis and the Long-Run Validity of PPP*. Cambridge: The Review of Economics and Statistics, Vol. 75, No. 1, pp. 180-184.

MACÍAS, Alejandro

2003 *Tipo de cambio y paridad del poder de compra en México*. Ciudad de México: Comercio exterior, vol. 53, No. 9, pp. 820-831.

MORALES, Daniel

2011 *Presiones cambiarias en el Perú: Un enfoque no lineal*. Lima: Revista Estudios Económicos del Banco Central de Reserva del Perú, No. 20, pp 57 - 71

MUÑOZ, Jorge

2011 *Paridad del Poder de Compra: evidencia empírica de largo plazo*. Concepción: Theoria, Universidad de Bío- Bío, Vol. 20, pp. 33-41.

PAPELL, David

1997 *Searching for Stationary: Purchasing Power Parity under the Current Float*. Nueva York: Journal of International Economics, Vol. 43, pp. 313-332.

NÚÑEZ, Cornelio y Rafael BUSTAMANTE

2011 *Paridad del Poder de Compra (PPA) Perú-EUA* [diapositivas]. Lima: Instituto de Investigaciones Económicas. Consulta: 29 de mayo de 2013.
<http://economia.unmsm.edu.pe/Organizacion/IIEc/Archivos/Seminario/Materiales2011/ST_CTicseN_22.11.11.pdf>

ROGOFF, Kenneth

1996 *The Purchasing Power Parity Puzzle*. Pittsburgh: Journal of Economic Literature, Vol. 34, pp. 647-668.

SARNO, Lucio y Mark TAYLOR

2002 *The economics of exchange rates*. Cambridge: Cambridge University Press, 318 pp.

TAYLOR, Alan

2002 A Century of Purchasing Power Parity. Massachusetts: The Review of Economics and Statistics, Vol. 84, pp. 139-150.

TAYLOR, Alan y Mark TAYLOR

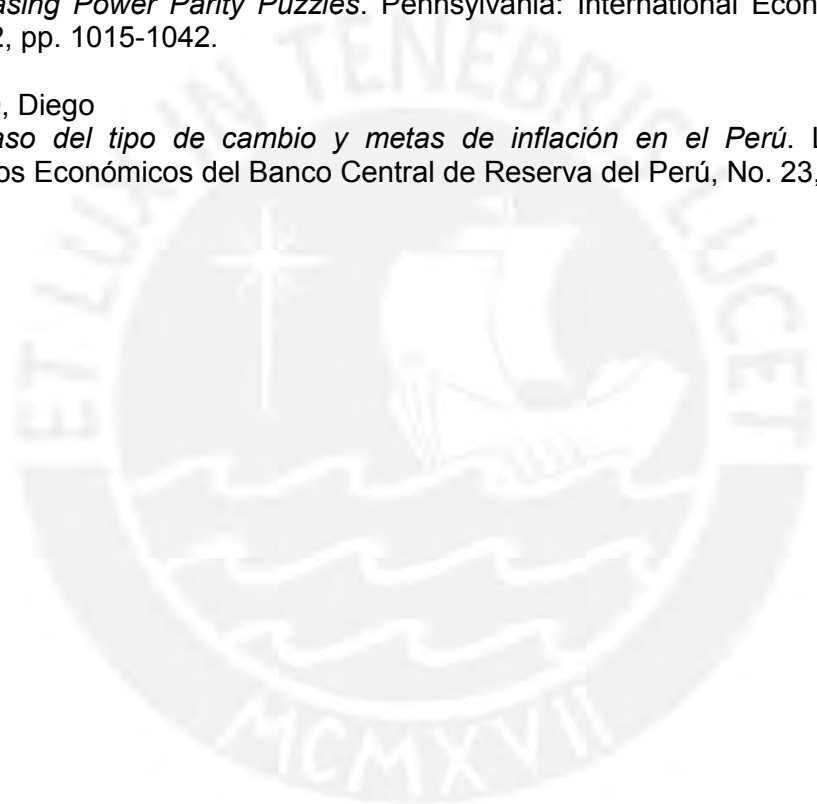
2004 *The Purchasing Power Parity Debate*. Pittsburgh: Journal of Economic Perspectives, Vol. 18, pp. 135-158.

TAYLOR, Mark y otros

2011 *Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Towards a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles*. Pennsylvania: International Economic Review, Vol. 42, pp. 1015-1042.

WINKELRIED, Diego

2012 *Traspaso del tipo de cambio y metas de inflación en el Perú*. Lima: Revista Estudios Económicos del Banco Central de Reserva del Perú, No. 23, pp. 9 – 24.



VIII. Tablas Anexas



Tabla 1. Prueba de raíces unitarias para el IPC de Chile, Colombia, Perú y Estados Unidos y el tipo de cambio nominal de Chile, Colombia y Perú 1960 – 2011 (frecuencia trimestral desestacionalizada en logaritmos)¹³

País	Prueba						
	ADF	Phillips Perron	DF - GLS	Ng-Perron			
	t_{α}	$Adj - t_{\alpha}$	t_{α}^{GLS}	MZ_{α}	MZt	MSB	MPT
Chile (IPC)1960Q1 – 1975Q3	0.89	2.52	-1.42	-167.92*	-9.06*	0.05	0.85
Chile (IPC) 1975Q4-2011Q4	-1.70	-5.71*	-1.14	-7.93	-1.88	0.24*	11.81*
Chile (TC)1960Q1 – 1975Q3	0.95	0.68	-0.45	-1.37	-0.46	0.33*	30.60*
Chile (TC)1975Q4 – 2011Q4	-2.57	-2.38	-0.23	-0.40	-0.22	0.56*	67.68*
Estados Unidos (IPC)1960Q1 – 1975Q3	-0.33	0.96	-1.19	-30.19*	-3.73*	0.12	3.90
Estados Unidos (IPC)1975Q4 – 2011Q4	-2.50	-2.67	-0.51	-1.84	-0.79	0.43*	38.52*

*, **, *** Rechazo a niveles de significancia al 1%, 5% Y 10% respectivamente.

Fuente: Fondo Monetario Internacional

¹³Para desestacionalizar las series se usaron los programas Tramo/Seats y Census X12 de Eviews 6. Los prueba aplicados se usaron empleando Eviews 6.

Tabla 2. Prueba ADF para el IPC de Chile y Estados Unidos y el tipo de cambio nominal de Chile 1960 – 2011 (frecuencia trimestral desestacionalizada en logaritmos)

País	Prueba
	ADF
	t_{α}
Chile (IPC) 1	-1.53
Chile (IPC) 2	-2.28
Estados Unidos (IPC) 1	-2.08
Estados Unidos (IPC) 2	-2.31
Chile (TC) 1	-1.63
Chile (TC) 2	-2.52

*, **, *** Rechazo a niveles de significancia al 1%, 5% Y 10% respectivamente. Los valores críticos al 1%, 5% y 10% son -3.45, -2.87 y -2.57, respectivamente. Fuente: Fondo Monetario Internacional

Tabla 3. Prueba ADF para el IPC de Colombia y el tipo de cambio nominal de Colombia 1960 – 2011 (frecuencia trimestral desestacionalizada en logaritmos)

	Prueba	
	ADF	
	Primer tramo 1960Q1 1988Q3	Segundo tramo 1988Q4 2011Q4
Colombia (IPC)	t_{α} -2.1446**	t_{α} -2.4552**
Colombia (TC)	-1.7581**	-3.8436

*, **, *** Rechazo a niveles de significancia al 1%, 5% Y 10% respectivamente. Los valores críticos al 1%, 5% y 10% son -3.45, -2.87 y -2.57, respectivamente. Fuente: Fondo Monetario Internacional

ú

