

UNIVERSIDAD NACIONAL AGRARIA DE LA SELVA

**FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS Y
ADMINISTRATIVAS**



**ANALISIS DE LA PARIDAD DEL PODER DE COMPRA ENTRE
PERU Y ESTADOS UNIDOS (2002-2010)**

TESIS

**Para optar título profesional de
ECONOMISTA**

GABRIEL PALOMINO MANTILLA

TINGO MARÍA – PERÚ

2016

Dedicatoria

Quiero dedicar este trabajo de tesis a Dios, por permitirme llegar a este momento tan especial en mi vida, por lo triunfos y los momentos difíciles que me ha enseñado a valorarlo cada día más.

Agradezco a mis profesores de la carrera de economía de la UNAS, por compartir sus experiencias y conocimientos.

A mi familia, por inculcarme la perseverancia y apoyarme en todo lo bueno y malo de la vida.

Agradecimientos

- ✓ A Dios, quien me ha guiado y me ha dado la fortaleza de seguir adelante

- ✓ A la Universidad Nacional Agraria de la Selva, que a través de sus docentes inculcan en los alumnos conocimientos y valores necesarios para ser altamente competitivos en el campo laboral.

- ✓ Al docente Eco. José Suarez Gonzales, por el asesoramiento en el desarrollo del presente informe de Tesis.

- ✓ A mis familiares que incondicionalmente me apoyaron.

Resumen

El presente trabajo de investigación, constituye una aproximación para comprender y explicar la relación de largo plazo, que puede existir entre variables económicas endógenas relacionadas al entorno externo y la economía doméstica. El objetivo principal del estudio consiste en determinar el impacto del entorno externo en la paridad de poder de compra del tipo de cambio entre el Perú y los Estados Unidos, durante el período de 2002 – 2010. Los datos proceden de fuentes secundarias y fueron tomados de las estadísticas oficiales del Banco Central de Reserva del Perú y del Instituto Nacional de Estadística e Informática, los mismos que fueron usados como insumos para estimar el modelo econométrico. A efectos de realizar la contrastación empírica de la hipótesis, cuyo enunciado es: “Si el entorno externo es favorable, entonces es posible identificar una relación estable en la paridad del poder de compra en el largo plazo”; se analiza la estacionariedad de las variables, correspondiente a la regresión de un modelo econométrico de corrección de errores, considerando las pruebas pertinentes, Los resultados de la estimación del modelo econométrico, permitieron constatar que las variables IPC y CPI se mueven en la misma dirección y si estas se desvían de la relación de largo plazo; es decir, las series TC, IPC y CPI se cointegran; y, en consecuencia, es posible establecer una relación consistente de largo plazo, entre las variables antes mencionadas, bajo el argumento establecido en la hipótesis de investigación.

Palabras clave: paridad poder de compra, cointegración, relación estable de largo plazo.

Abstract

This research work is an approach to understand and explain the long-term relationship that can exist between endogenous economic variables related to the external environment and domestic economy. The main objective of the study is to determine the impact of the external environment in the parity purchasing power exchange between Peru and the United States during the period 2002 - 2010. The data came from secondary sources which were the official statistics of the Central Reserve Bank of Peru and the National Institute of Statistics and Information and was used as the input in order to estimate the econometric model. In order to perform empirical testing of the hypothesis: "If the external environment is favorable, then it is possible to identify a stable relationship in purchasing power parity for the long-term," the stability of the of the variables corresponding to the error correction econometric regression model was analyzed; while considering the relevant tests. The results of the use of the econometric model, allow the verification that the variables IPC (acronym in Spanish) and CPI (acronym in Spanish) move in the same direction; showing that the TC (acronym in Spanish), IPC (acronym in Spanish) and CPI (acronym in Spanish) co-integrate and as a result it is possible to establish a consistent, long-term relationship between the aforementioned variables, based on the established argument in the hypothesis.

Keywords: purchasing power parity, cointegration, stable long-term relationship.

Índice de contenido

| | |
|---|--------------------------------------|
| DEDICATORIA | 2 |
| AGRADECIMIENTOS..... | 3 |
| RESUMEN | 4 |
| ABSTRACT | 5 |
| ÍNDICE DE CONTENIDO | 6 |
| INDICE DE CUADROS | 8 |
| ÍNDICE DE FIGURAS | ¡ERROR! MARCADOR NO DEFINIDO. |
| PRESENTACIÓN..... | 10 |
| CAPÍTULO 1 INTRODUCCIÓN | 11 |
| 1.1. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA..... | 11 |
| 1.1.1. <i>CONTEXTO</i> | 11 |
| 1.1.2. <i>EL PROBLEMA</i> | 13 |
| 1.1.3. <i>INTERROGANTES</i> | 16 |
| 1.2. ANTECEDENTES | 16 |
| 1.3. JUSTIFICACIÓN..... | 21 |
| 1.4. OBJETIVOS | 21 |
| 1.4.1. <i>OBJETIVO GENERAL</i> | 21 |
| 1.4.2. <i>OBJETIVOS ESPECÍFICOS</i> | 21 |
| 1.5. HIPÓTESIS Y MODELO | 22 |
| 1.5.1. <i>FORMULACIÓN DE LA HIPÓTESIS</i> | 22 |
| 1.5.2. <i>VARIABLES E INDICADORES</i> | 22 |
| 1.5.3. <i>MODELO</i> | 22 |
| CAPÍTULO 2. METODOLOGÍA. | 24 |
| 2.1. CLASE DE INVESTIGACIÓN. | 24 |
| 2.2. NIVEL DE INVESTIGACIÓN..... | 24 |
| 2.3. TIPO DE INVESTIGACIÓN..... | 24 |
| 2.4. UNIDAD DE ANÁLISIS. | 24 |
| 2.5. POBLACIÓN Y MUESTRA. | 25 |
| 2.6. MÉTODOS..... | 25 |

| | |
|---|----|
| 2.6.1. <i>MÉTODO HIPOTÉTICO - DEDUCTIVO</i> | 25 |
| 2.7. <i>TÉCNICAS</i> | 25 |
| CAPÍTULO 3. <i>REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA</i> | 26 |
| 3.1. <i>MARCO TEÓRICO</i> | 26 |
| 3.1.1. <i>ENFOQUE KEYNESIANO</i> | 26 |
| 3.1.2. <i>EL MODELO MUNDALL – FLEMING: ECONOMÍA PEQUEÑA Y ABIERTA</i> | 33 |
| 3.2. <i>ENFOQUES ACERCA DE LA PARIDAD PODER DE COMPRA</i> | 40 |
| CAPÍTULO 4. <i>RESULTADOS</i> | 45 |
| 4.1. <i>RESULTADOS DESCRIPTIVOS</i> | 45 |
| 4.1.1. <i>ASPECTOS BÁSICOS</i> | 45 |
| 4.1.2. <i>ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR USA (1982 - 84=100)</i> | 48 |
| 4.1.3. <i>ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR LIMA (2009=100)</i> | 50 |
| 4.1.4. <i>TIPO DE CAMBIO BANCARIO (S/. POR US\$)</i> | 51 |
| 4.2. <i>VERIFICACIÓN DE LA HIPÓTESIS</i> | 53 |
| 4.2.1. <i>HIPÓTESIS</i> | 53 |
| 4.2.2. <i>MODELO</i> | 53 |
| 4.2.3. <i>RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN</i> | 54 |
| CAPÍTULO 5. <i>DISCUSIÓN DE RESULTADOS</i> | 62 |
| 5.1 <i>BALANCE GLOBAL E INTERPRETACIÓN</i> | 62 |
| 5.2 <i>ANÁLISIS COMPARATIVO CON OTROS RESULTADOS</i> | 63 |
| CONCLUSIONES..... | 64 |
| RECOMENDACIONES..... | 65 |
| REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS..... | 66 |
| ANEXOS..... | 68 |

Índice de cuadros

| | |
|--|----|
| CUADRO 1. TASAS DE INFLACIÓN ANUAL DEL PERÚ (EN PUNTOS PORCENTUALES) | 12 |
| CUADRO 2. PERÚ. PRINCIPALES INDICADORES MACROECONÓMICOS 1980-2009. (EN PORCENTAJES). 47 | |
| CUADRO 3. PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA A LA SERIE CPI..... | 49 |
| CUADRO 4. ECUACIÓN PARA LIMPIAR EL QUIEBRE A LA SERIE IPC. | 50 |
| CUADRO 5. PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA A LA SERIE RDIPC..... | 51 |
| CUADRO 6. ECUACIÓN PARA LIMPIAR EL QUIEBRE A LA SERIE TC. | 52 |
| CUADRO 7. PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA A LA SERIE RDTC..... | 52 |
| CUADRO 8. ECUACIÓN DE COINTEGRACIÓN NORMALIZADA EN TC. | 55 |
| CUADRO 9. ECUACIÓN QUE LIMPIA EL QUIEBRE ESTRUCTURAL A LA SERIE ε_T | 56 |
| CUADRO 10. PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA A LA SERIE $R\varepsilon_T$ | 57 |
| CUADRO 11. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN | 59 |

Índice de figuras

| | |
|---|----|
| FIGURA 1. EL EQUILIBRIO EN EL MERCADO DE BIENES (IS) Y MONETARIO (LM). | 28 |
| FIGURA 2. DINÁMICA EN EL MODELO IS-LM..... | 30 |
| FIGURA 3. DERIVACIÓN DE LA DEMANDA AGREGADA. | 36 |
| FIGURA 4. EFECTO DE UN CAMBIO EN EL CONTEXTO INTERNACIONAL. | 39 |
| FIGURA 5. EFECTO DE UN CAMBIO EN EL CONTEXTO INTERNACIONAL. | 45 |
| FIGURA 6. TÉRMINOS DE INTERCAMBIO- PERÚ 2000 – 2015..... | 48 |
| FIGURA 7. CPI USA (1982 – 84=100)..... | 48 |
| FIGURA 8. IPC LIMA (2009=100)..... | 50 |
| FIGURA 9. TC BANCARIO (S/. POR US\$)..... | 51 |
| FIGURA 10. ERRORES ESTIMADOS DE LA ECUACIÓN DE COINTEGRACIÓN. | 56 |
| FIGURA 11. SIMULACIÓN DE LA SERIE PRECIOS EXTRANJEROS (CPIF). | 60 |
| FIGURA 12. SIMULACIÓN DE LA SERIE PRECIOS DOMÉSTICOS (IPC). | 61 |
| FIGURA 13. SIMULACIÓN DE LA SERIE TIPO DE CAMBIO (TC). | 61 |

Presentación

En el presente trabajo, se analiza la paridad de poder de compra (PPC) del tipo de cambio entre el Perú y Los Estados Unidos, a lo largo del período de 2002 – 2010. El análisis se realiza sobre la base de las metodologías más usadas para tal fin en la literatura económica tales como: test de raíz unitaria y cointegración.

La paridad de poder de compra, que ha servido como marco para evaluar el comportamiento del tipo de cambio en el largo plazo, constituye uno de los aspectos centrales en la mayoría de los modelos de determinación del tipo de cambio, puesto que se la toma como una condición de largo plazo. Resulta ser también de gran interés para las autoridades económicas, por cuanto se convierte en una referencia para calcular el tipo de cambio de equilibrio y evaluar si los choques sobre el tipo de cambio se diluyen o no en el tiempo. Si no se logra rechazar la hipótesis de que el tipo de cambio real sea un camino aleatorio, implicaría que los choques tienen efectos permanentes. Finalmente, el tipo de cambio tiene un papel fundamental al mantener el equilibrio externo y doméstico, y el entender su respuesta a choques vital al realizar política económica.

En el caso peruano, cuando se desea analizar la PPC por períodos largos (sobre todo en períodos más largos a los que tomamos por muestra) nos encontramos con que presentan varias desviaciones respecto al equilibrio. (Froot & Rogoff, 1995), señalan que éstas se pueden deber a cambios en los regímenes de tipo de cambio, al pasar de un tipo de cambio determinado por el mercado a uno del tipo fijo. Así mismo, la liberalización y relajamiento de las restricciones de tipo de cambio presentan cambios en el comportamiento del tipo de cambio pues reducen sus distorsiones.

Capítulo 1

Introducción

1.1. Planteamiento del problema.

1.1.1. Contexto

Durante el periodo de desinflación de nuestra economía, la política monetaria del Perú se basó, fundamentalmente, en un esquema de metas monetarias, sin ningún compromiso con algún tipo de cambio o nivel de tasa de interés. Como menciona (Rossini, 2011)¹, las razones fundamentales para que se adoptara un régimen de tipo de cambio flotante fueron tanto el considerable grado de dolarización de los activos como la elevada frecuencia de los choques externos², mientras que los elevados niveles de inflación a inicios de la década de los 90's fueron los que motivaron el uso de agregados monetarios como meta intermedia para controlar la inflación.

El proceso de desinflación se dio gradualmente (Cuadro 1), puesto que mientras la credibilidad del Banco Central de Reserva del Perú venía recuperándose lentamente, los elevados niveles de distorsión de precios relativos no se disipaban rápidamente. No obstante, el carácter gradual del proceso permitió minimizar los costos reales del mismo y para 1997 ya se habían alcanzado niveles de inflación de 1 dígito.

El Banco Central de Reserva del Perú realizó diversos cambios tanto a nivel del diseño, como de los instrumentos de su política monetaria, creando así las condiciones para transitar hacia un régimen definitivo de

¹ Gerente General del Banco Central de Reserva del Perú desde setiembre del 2003.

² Especialmente choques de términos de intercambio que afectan a la balanza de pagos y a la producción.

metas explícitas de inflación que se implementó a partir del año 2002. En ese sentido, desde el año 2001 al 2010, la tasa de inflación fue en promedio 2.3%.

Cuadro 1. Tasas de inflación anual del Perú (en puntos porcentuales)

| AÑO | Fin del Periodo | AÑO | Fin del Periodo | AÑO | Fin del Periodo |
|------|-----------------|------|-----------------|------|-----------------|
| 1990 | 7649.7 | 1999 | 3.7 | 2008 | 6.7 |
| 1991 | 139.2 | 2000 | 3.7 | 2009 | 0.3 |
| 1992 | 56.7 | 2001 | -0.1 | 2010 | 2.1 |
| 1993 | 39.5 | 2002 | 1.5 | 2011 | 3.4 |
| 1994 | 15.4 | 2003 | 2.5 | 2012 | 3.7 |
| 1995 | 10.2 | 2004 | 3.5 | 2013 | 2.8 |
| 1996 | 11.8 | 2005 | 1.5 | 2014 | 3.2 |
| 1997 | 6.5 | 2006 | 1.1 | 2015 | 3.5 |
| 1998 | 6.0 | 2007 | 3.9 | | |

Fuente: INEI

Por ejemplo, cuando las tasas de inflación alcanzaron niveles inferiores a 20 por ciento, empezó a crecer rápidamente la demanda real de moneda local y por primera vez aparecieron problemas de comunicación con relación a la base monetaria (dinero de alto poder). En ese contexto, a partir de 1994 se siguió mejorando el manejo de la política monetaria anunciándose con anticipación las metas de inflación previstas para cada fin de año. Con respecto a los instrumentos operativos, a inicios de la década de 1990, la falta de activos líquidos en moneda local, tanto en el sector público como en el sector privado, determinó que las operaciones de compra y venta de moneda extranjera fueran la forma principal de controlar el crecimiento de la base monetaria. La primera medida adoptada con el objeto de promover tanto el mercado interbancario, así como la regulación monetaria en moneda local, fue reducir el elevado encaje legal sobre los depósitos en moneda nacional de un promedio de 40 a 9 por ciento.

Posteriormente, en 1994, se emitieron certificados de depósitos³, que permitieran operaciones de contracción monetaria y, finalmente, operaciones de recompra (repos) en el año 1997⁴, para proporcionar liquidez temporal al sistema bancario.

Posteriormente, cuando la inflación se redujo a niveles similares a los internacionales y que se hizo más difícil predecir el crecimiento de la emisión primaria –reduciéndose además su correlación con la inflación–, los resultados obtenidos mediante la política monetaria basada en los agregados monetarios fueron menos que satisfactorios. Por otro lado, la política monetaria tuvo que enfrentar un nuevo reto a partir del año 2001, debido al surgimiento de presiones deflacionarias que no se habían registrado en el Perú en los últimos 70 años y que amenazaron con poner en riesgo la credibilidad que el Banco Central de Reserva había alcanzado hasta la fecha⁵.

1.1.2. El problema.

a) Descripción.

La economía no funciona en un vacío, sino en una realidad concreta con características institucionales, políticas, sociales, etc. Los resultados económicos deben servir para mejorar la calidad de vida de los habitantes, pues son un medio y no un fin. ¿Qué hemos visto en el Perú entre 1995 y 2012? Turbulencia económica y política entre 1995 y 2000, y un ciclo de crecimiento entre 2002 y 2012. La disciplina en el manejo macroeconómico

³ Instrumentos monetarios emitidos por el propio Banco Central de Reserva del Perú.

⁴ Cuando el gobierno inició el programa orientado a desarrollar el mercado de deuda pública en moneda nacional (2001), estos valores también estuvieron disponibles para realizar operaciones repos.

⁵ En este punto el BCRP implementó la política con metas explícitas de inflación, que posteriormente y hasta la fecha es manejada vía tasas de interés.

interno y una coyuntura externa favorable, caracterizada por altos precios de las materias primas, fueron suficientes para un avance de la economía, aunque no de lo social ni del entorno político interno. ¿Las causas? En lo social, la falta de reformas en sectores que conecten lo económico con lo social, como educación, salud, infraestructura rural, etc. En lo político, la baja credibilidad de las instituciones. A lo largo del período 1995-2012 se mantuvo la estrategia económica basada en el libre mercado y la apertura hacia el exterior, pero sin un Estado que funcione de manera adecuada. El objetivo de la presente tesis es el análisis de la economía peruana entre 2002 y 2010 desde una perspectiva amplia, incluyendo el desempeño político, social, institucional y externo.

b) Explicación.

Por otro lado, a partir de 1980 la tarea de establecer las tasas de interés fue transferida del Poder Ejecutivo al Banco Central de Reserva, entidad que siguió ejerciendo esa labor hasta julio de 1990. Desde entonces, las tasas de interés se vienen estableciendo a través del libre juego de la oferta y la demanda (aunque el Banco Central puede establecer topes). De hecho, entre 1977 y 1985 la política de tasas de interés en moneda nacional apuntó a otorgar al ahorrista un rendimiento real positivo, por lo cual la tasa de interés nominal fue elevada frecuentemente para compensar los aumentos observados en la tasa de inflación. Se buscaba así alentar el ahorro y fortalecer los mecanismos de inversión, y eliminar a la vez las distorsiones que podía generar la aparición de rendimientos reales negativos. Por otro lado, a partir de 1978 se permitió el ahorro en moneda extranjera en el sistema financiero local, con cuya medida se pretendía estimular el ahorro

en bancos peruanos y atraer los fondos de peruanos en el exterior. Con esta disposición se inició el fenómeno de dolarización, que hasta hoy subsiste.

Asimismo, en agosto de 1985 el gobierno de García decidió poner fin al fenómeno de dolarización, prohibiendo el ahorro en moneda extranjera en el sistema financiero. Los depósitos existentes al momento de ejecutarse esta medida fueron retenidos. Se buscaba así forzar a los agentes a ahorrar en moneda nacional, objetivo que se logró temporalmente hasta que el resurgimiento de la inflación y la consiguiente reducción de la tasa de interés real (que muy pronto llegó a niveles negativos) llevaron a los agentes a dolarizarse para evitar las pérdidas que implicaba ahorrar en moneda nacional. Desde fines de 1986 se dio un fuerte proceso de dolarización, pero esta vez fuera del sistema financiero nacional (en dólares billete y depósitos en el exterior).

El gobierno de Fujimori liberalizó las tasas de interés y volvió a permitir los depósitos en moneda extranjera en el sistema financiero. En este periodo las tasas de interés reales subieron dramáticamente (siendo positivas las tasas activas, mientras que las tasas pasivas han fluctuado alrededor de cero). Similarmente, las tasas de interés en moneda extranjera han mostrado niveles bastante elevados.

El gobierno de Toledo demostró la existencia de estabilidad de precios al mantener la inflación promedio anual en 1,8%. El crecimiento económico con un promedio anual de 4.5%, permitió tener un economía con mejores expectativas para las inversiones privadas alcanzando su punto más alto de 20,1% en el año 2006.

En el segundo gobierno de García se continuó creciendo económicamente, luego debido a la desaceleración económica durante los años 2008 y 2009, causados por la crisis financiera internacional, la inflación llegó al punto más alto 6.7% en el año 2008 y en el año 2009 la inversión privada llegó a puntos negativos -15,1%.

1.1.3. Interrogantes

a) Interrogante general

¿Cuál es el impacto del entorno externo en la Paridad de Poder de Compra del tipo de cambio y los precios entre el Perú y Los Estados Unidos en el período de 2002 – 2010?

b) Interrogantes específicas

- ¿Cuál ha sido el desempeño del sector externo en el periodo 2002 - 2010?
- ¿Qué características han sido más relevantes en la Paridad de Poder de Compra del tipo de cambio entre Perú y Los Estados Unidos en el período de 2002 – 2010?
- ¿Es posible identificar un equilibrio estable de largo plazo entre el índice de precios de Perú y los Estados Unidos en el período de 2002 – 2010?

1.2. Antecedentes

AUTOR: ZENÓN QUISPE MISAICO⁶

TEMA: “POLÍTICA MONETARIA EN UNA ECONOMÍA CON DOLARIZACIÓN PARCIAL: EL CASO DEL PERÚ”

PUBLICACIÓN: ESTUDIOS ECONÓMICOS (BCRP), 2010.

⁶ El autor trabaja en la Subgerencia del sector monetario del BCRP.

Resumen: En el trabajo se describe el proceso de dolarización en el Perú. En ella se muestra que los agentes económicos prefieren usar moneda doméstica para sus transacciones domésticas corrientes, pero mantienen dólares como depósito de valor; lo cual caracteriza a la dolarización en el Perú como un proceso de sustitución de activos. En este contexto, la política monetaria en el Perú mantendría su efectividad para influenciar las transacciones corrientes nominales a través del control monetario y, por consiguiente, alcanzar sus metas de inflación. Asimismo, en términos de la implementación de la política monetaria, además de las operaciones de mercado abierto se tendrían instrumentos adicionales como la intervención en el mercado cambiario y el encaje en moneda extranjera. El objetivo del trabajo es discutir cómo la política monetaria en el Perú, que tiene que manejar tanto la moneda doméstica como la extranjera, ha sido efectiva.

Para ello identifica el indicador apropiado de la política monetaria utilizando procedimientos de identificación de vectores autorregresivos (VAR) propuestos por Christiano, Eichenbaum y Evans (1996). Este análisis concentra su atención en el papel de los componentes domésticos y extranjeros de los agregados monetarios en la explicación de la varianza de la inflación.

En la investigación se concluye que: La disciplina fiscal y la coordinación entre las políticas fiscal y monetaria son las condiciones básicas que permitan al Banco Central alcanzar satisfactoriamente sus objetivos de inflación; y, los choques en la base monetaria explica la mayor proporción de la varianza de la inflación, comparado con la capacidad explicativa de otras variables que puedan considerarse de política y otros agregados monetarios.

AUTOR: SHIRLEY MILLER⁷

TEMA: "ESTIMACIÓN DEL PASS-THROUGH DEL TIPO DE CAMBIO A PRECIOS: 1995-2010"

PUBLICACIÓN: ESTUDIOS ECONÓMICOS (BCRP), 2010.

Resumen: El documento tiene por objetivo estudiar la cadena distributiva de un choque de tipo de cambio, evaluando la respuesta de los diferentes precios de la economía y obteniendo así una estimación del pass-through en el Perú. El período analizado corresponde al comprendido entre 1995 y 2010, el cual está caracterizado por un proceso de inflación moderada-baja. Si bien, se cuenta con información para años anteriores, incorporarlos podría sesgar los resultados debido al proceso de desinflación que se dio durante la primera mitad de la década de los noventa, por ello y en la medida en que actualmente la inflación se encuentra relativamente estable, sólo se analiza la información a partir de la segunda mitad de la década.

Para alcanzar el objetivo propuesto, se utiliza la metodología de vectores autorregresivos (VAR's). Esta metodología permite evaluar el canal de distribución del impacto de un choque cambiario sobre los precios al consumidor, los precios subyacentes y los precios transables; así como, obtener la elasticidad del pass-through para cada caso. Luego de estimar el coeficiente de pass-through, se emplean vectores autorregresivos estructurales (SVAR's) para identificar la fuente principal de los cambios de tipo de cambio que han afectado a la inflación en el Perú y examinar las consecuencias sobre el coeficiente de pass-through. Este análisis permitirá conocer la sensibilidad del pass-through ante diferentes tipos de choques que causan las fluctuaciones en el tipo de cambio.

En sus conclusiones se señala que un choque del tipo de cambio tiene un impacto sucesivamente menor a medida que se avanza en el canal de distribución de la determinación de los precios. Así, se obtiene que a pesar de que los precios

⁷ El autor labora como analista en la Gerencia de Estudios Económicos del BCRP.

importados responden de manera significativa al cambio en el tipo de cambio, los precios al consumidor muestran una variación mucho menor, lo que indica que el impacto del tipo de cambio es absorbido en el nivel intermedio de precios. El pass-through del tipo de cambio hacia los precios al por mayor es el doble que hacia los precios al consumidor, por lo tanto es posible suponer que la diferencia es asimilada por los productores y/o mayoristas a través de un ajuste en sus márgenes de ganancias. Estas estimaciones son consistentes con los encontrados en análisis empíricos similares (McCarthy (1999), Bhundia (2002), y Billmeier y Bonato (2002)).

AUTOR: RENZO ROSSINI MIÑÁN⁸

TEMA: “ASPECTOS DE LA ADOPCIÓN DE UN RÉGIMEN DE METAS DE INFLACIÓN EN EL PERÚ”

PUBLICACIÓN: ESTUDIOS ECONÓMICOS (BCRP), 2011.

Resumen: El objetivo del paper es evaluar si el Perú cumple con las condiciones para implementar un régimen de metas de inflación, así como identificar qué se necesita para aplicar la política monetaria bajo este esquema. El artículo analizará las características de este régimen monetario de acuerdo con el orden en que han sido implementadas en otros países¹, es decir, el marco legal, el diseño de política y, finalmente, los temas de transparencia y rendición de cuentas.

En la investigación se precisa que el régimen de metas de inflación es un marco de política monetaria adoptado inicialmente por economías industriales en las que el uso de metas intermedias — como el tipo de cambio o los agregados monetarios— no tuvo los resultados esperados. El establecimiento de metas de inflación involucra no sólo el anuncio de dichas metas y el uso de mecanismos de rendición de cuentas: es un marco diseñado para dar transparencia a la relación entre las decisiones de política monetaria y las metas de inflación. Asimismo, se

⁸ Actual gerente general del BCRP.

reconoce que un conocimiento adecuado del efecto de los instrumentos monetarios, los impulsos monetarios y las variables macroeconómicas permite una discusión específica de la política monetaria dentro y fuera del banco central, y mejora la comunicación con el público. Además, se hace notar acontecimientos monetarios como por ejemplo, después de haberse registrado una significativa diferencia entre las tasas de inflación y los niveles objetivo anunciados en las Cartas de Intención firmadas con el Fondo Monetario Internacional (FMI) desde 1991, en 1994 se decidió el anuncio de rangos objetivo de inflación (Cuadro 1). La racionalidad del anuncio de rangos era tomar en cuenta determinados choques de oferta, y adoptar una senda más gradual que contribuyera a consolidar la credibilidad de la política monetaria. Anteriormente, en agosto de 1991, se anunció que en 1992 se obtendría un nivel de inflación internacional, meta que no fue lograda sino ocho años después. En 1993, mientras el objetivo fue reducir la inflación a 27 por ciento, el resultado fue 39,5 por ciento.

Se concluye que el BCRP ha tenido éxito en su esfuerzo de reducir la inflación a tasas cercanas a los niveles internacionales. De ahora en adelante, el reto es mantener este resultado mediante un esquema de política claro y transparente. El Perú cumple con las condiciones para adoptar un régimen de metas de inflación, es decir, un banco central independiente, un compromiso en favor de la estabilidad de precios, ausencia de dependencia fiscal, un sistema financiero sólido y una tasa de inflación baja. Adicionalmente, el actual régimen monetario contiene varios elementos de un esquema de metas de inflación, como el anuncio de metas de inflación, una comunicación transparente de decisiones de política y un enfoque forward-looking de la política monetaria.

1.3. Justificación

La presente investigación se justifica por la importancia que tiene analizar y comprender la importancia del entorno externo en la Paridad de Poder de Compra del tipo de cambio real bilateral entre Perú y Los Estados Unidos en el período de 2002 – 2010, en un contexto de desinflación que nuestro país experimento durante el periodo de estudio.

Asimismo, el presente trabajo se justifica puesto que su ejecución va a permitir fortalecer la información teórica relevante en el estudio académico acerca de la correlación del tipo de cambio doméstico y externo, por ejemplo.

1.4. Objetivos

1.4.1. Objetivo general

Analizar el impacto del entorno externo en la Paridad de Poder de Compra del tipo de cambio y el índice de precios de Perú y Los Estados Unidos en el período de 2002 – 2010.

1.4.2. Objetivos específicos

- Analizar el desempeño del sector externo en el periodo 2002 - 2010.
- Medir la paridad de poder de compra del tipo de cambio entre Perú y Los Estados Unidos, en el período de 2002 – 2010.
- Analizar el equilibrio estable de largo plazo entre el tipo de cambio y el índice de precios de Perú y los Estados Unidos en el período de 2002 – 2010.

1.5. Hipótesis y modelo

1.5.1. Formulación de la hipótesis.

El enunciado de la hipótesis central de la investigación es la siguiente: *“Si el entorno externo es favorable, entonces es posible identificar una relación estable en la paridad del poder de compra en el largo plazo”*

1.5.2. Variables e indicadores

a) Variables:

VARIABLE DEPENDIENTE:

Y = Relación estable en la paridad del poder de compra en el largo plazo.

VARIABLE INDEPENDIENTE:

X = Entorno externo.

b) Indicadores:

VARIABLE DEPENDIENTE Y:

Y_1 = IPC doméstico

Y_2 = IPC externo.

VARIABLE INDEPENDIENTE X:

X_1 = Tipo de cambio paralelo

X_2 = Tipo de cambio bancario

1.5.3. Modelo.

La primera aproximación propuesta por (Engle & Granger, 1987) consiste en estimar la relación entre las variables relevantes a través del método de MCO. Para ello, la ecuación propuesta, partiendo del caso general, es la siguiente:

$$tc_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_2 p + \hat{\beta}_3 p^* + \hat{\epsilon}_t$$

Dónde:

tc_t : Tipo de cambio nominal

p : Índice de precios de Perú (Lima)

p^* : Índice de precios de EEUU

La teoría sugiere que a pesar de tratarse de una relación entre variables no estacionarias, la aplicación del método MCO resulta en estimadores “súper consistentes” ya que la velocidad de convergencia de los mismos resultan ser mayores al caso en el que se trabaja con variables estacionarias (Stock, 1987).

Capítulo 2.

Metodología.

2.1. Clase de investigación.

Según el carácter de la investigación, ésta se define como investigación científica aplicada (fáctica) que tiene como finalidad comprender y explicar la definición de la paridad poder de compra (PPC) en nuestra economía, considerando las condiciones externas, aplicando un modelo multivariado de series de tiempo (modelo de corrección de errores).

2.2. Nivel de investigación

El nivel de investigación es explicativo, puesto que se trata de explicar la definición de la paridad poder de compra a partir de una variable que no controla la economía peruana (el entorno externo).

2.3. Tipo de investigación.

La investigación es de tipo horizontal, puesto que se utilizarán datos históricos de series de tiempo de los indicadores de las variables consignadas en la hipótesis.

2.4. Unidad de análisis.

La unidad de análisis aplicable a la presente investigación corresponde al país, pues se trata de analizar el cumplimiento del concepto PPC en la economía peruana.

2.5. Población y muestra.

Puesto que el estudio es de tipo horizontal y se utilizarán los datos secundarios mensualizados. Entonces, se dispuso de más de 200 observaciones para el análisis de regresión, lo cual es suficiente para analizar estacionariedad y estimación de parámetros. El objetivo de contar con un importante número de observaciones está relacionado al cumplimiento de las propiedades asintóticas en el análisis de regresión con series de tiempo.

2.6. Métodos

2.6.1. Método hipotético - deductivo.

Este método consiste en el estudio de la realidad económica local, aplicando los conocimientos de la teoría económica de aceptación general anteriormente explicados a un caso en particular. Además permite la formulación de la hipótesis, la investigación y la demostración para obtener las conclusiones y resultados específicos relacionados al análisis de convergencia y estacionariedad de la paridad del poder de compra en el largo plazo.

2.7. Técnicas

a) Análisis Bibliográfico:

Se revisará las fuentes bibliográficas sobre temas referidos al tema de estudio, la misma comprendió: revisión de libros, trabajos de investigación, documentos oficiales, publicaciones, proyectos y otros.

b) Análisis Estadístico y Econométrico:

Con esta técnica se realiza el análisis regresión del modelo planteado, además se explica el estudio del problema haciendo uso de cuadros, gráficos y tablas.

Capítulo 3.

Revisión bibliográfica.

3.1. Marco teórico

3.1.1. Enfoque keynesiano

a) El papel del estado en el sistema keynesiano

El sistema keynesiano conlleva un ataque a los principios sobre los que se sostenía la confianza en los habituales instrumentos y objetivos de la política económica. La instrumentación ortodoxa -vía controles monetarios- aparecía bajo la perspectiva keynesiana como insuficiente para llegar a ser efectiva. La capacidad gubernativa para influir en el tipo de interés e incidir en el comportamiento de la inversión -vía monetaria- era insuficiente. Cuando aparecía la trampa de la liquidez, no podría reducirse el tipo de interés. Aunque las autoridades monetarias pudieran aumentar la masa monetaria, eran incapaces de controlar y actuar sobre la demanda. Además, si las expectativas empresariales eran altamente volátiles, podría darse la circunstancia -bastante probable en el esquema keynesiano- de que las reducciones de los tipos de interés no tuviesen efecto alguno sobre la inversión y no llegaran a alterar el pesimismo de los empresarios.

En este contexto, las políticas fiscales, fundamentalmente en su vertiente de gasto público, podían favorecer la estabilidad económica y el pleno empleo. El Estado debía hacer un uso deliberado del déficit presupuestario para aumentar la demanda efectiva. El gasto público financiado mediante endeudamiento tendría efecto favorable sobre la demanda total sólo en la medida en que produjera un aumento neto en el gasto total. Si los proyectos

propulsados por los gobiernos desplazaban simplemente a los del sector privado, no se daría crecimiento económico alguno. De ahí la importancia de una situación alejada del pleno empleo.

Además, Keynes fue capaz de reconocer la existencia de cambios institucionales significativos que alteraban no sólo la naturaleza y lógica de funcionamiento de una economía capitalista, sino también el que debería ser el modo de actuar del gobierno. Así, por ejemplo, los sindicatos, en su opinión, deberían considerarse agentes de negociación legítimos y reconocer su papel en la determinación de los salarios como un hecho institucional establecido. Sostuvo que la reducción de salarios no ofrecía ninguna posibilidad de remediar el desempleo. Tal estrategia agravaría posiblemente más el problema al reducir la demanda efectiva.

b) Hicks-Hansen y el modelo IS-LM en economía cerrada.

La curva IS es simplemente el lugar geométrico de todas las combinaciones posibles de “ r ” e “ Y ” (tipo interés y renta) que son consistentes con la igualdad del ahorro planeado y la inversión planeada. Por su parte, dados el acervo monetario y el nivel de precios, la curva LM muestra todas las combinaciones posibles de r e Y que hacen que el público esté dispuesto a retener el acervo de dinero en existencia.

En la Figura 1, se aprecia que el punto de intersección de las curvas IS y LM satisface la doble condición del equilibrio monetario: el ahorro planeado es igual a la inversión planeada; y, además, la cantidad de dinero deseada es igual a la oferta efectiva de dinero. Mientras que la curva IS corte a la curva LM desde arriba, este punto de equilibrio será estable.

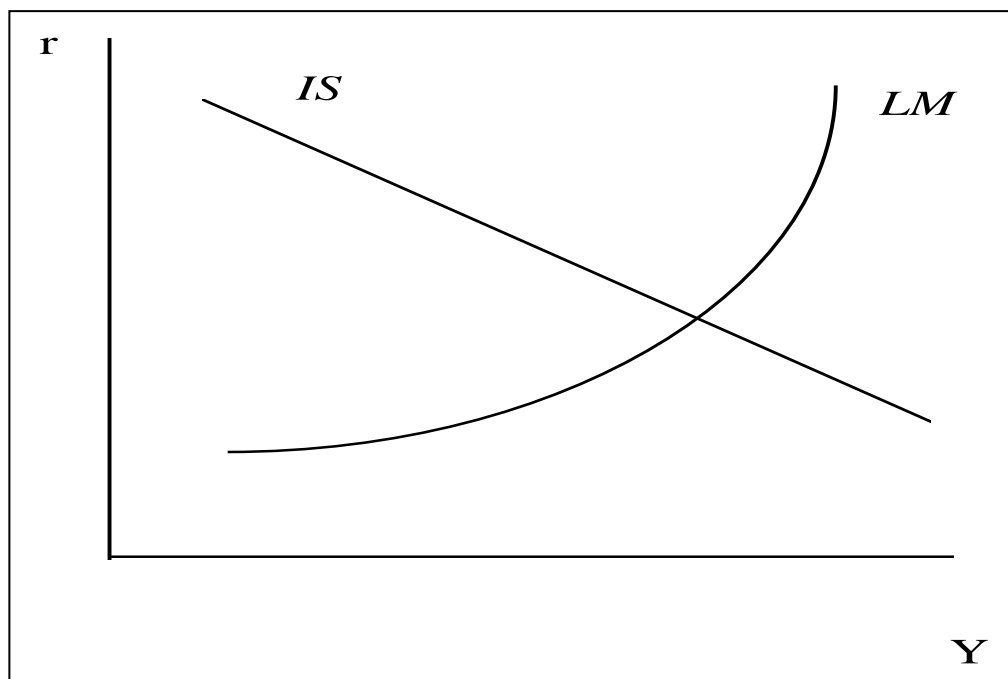


Figura 1. El equilibrio en el mercado de bienes (*IS*) y monetario (*LM*).

Un desplazamiento de la curva *LM* hacia la derecha se debe a un incremento de la oferta monetaria o a un desplazamiento hacia arriba de la curva de preferencia por la liquidez subyacente. Debido a la naturaleza de la demanda especulativa de dinero, la curva *LM* se vuelve crecientemente elástica a tasas de interés menores. En consecuencia, los incrementos iguales del acervo monetario generarán reducciones de *r* cada vez menores e incrementos de *Y* también menores.

Por su parte, un desplazamiento de la curva *IS* hacia la derecha refleja un desplazamiento hacia arriba de la función de demanda de inversión subyacente o un desplazamiento hacia abajo de la función de ahorro. Esto elevará *Y* de forma moderada y *r* en forma sustancial si la curva *LM* es inelástica; si la curva *LM* es elástica, se elevará *Y* en forma sustancial *r* en forma moderada. En otros términos, una menor propensión al ahorro eleva el ingreso mediante un aumento de la demanda de bienes de consumo, lo que genera nuevos aumentos del consumo y de la inversión por la vía del

multiplicador. Una cantidad mayor de dinero está atada ahora en saldos de transacción y precaución, lo que desvía fondos de los saldos especulativos mediante un aumento de la tasa de interés. La elasticidad de la demanda de dinero para estos saldos determinará la medida en que deba elevarse la tasa de interés para igualar la demanda de dinero que no ha cambiado.

Siguiendo a (Dornbusch & Fischer, 1984), las principales características de la curva IS son las siguientes:

- 1) La curva IS está formada por las combinaciones de tipo de interés y niveles de renta con las que el mercado de bienes está en equilibrio.
- 2) La curva IS tiene la pendiente negativa porque un incremento del tipo de interés reduce la inversión planeada y, por tanto, reduce la demanda agregada, reduciendo así el nivel de equilibrio de la renta.
- 3) Todo lo menor que es el multiplicador y menos sensible es el gasto de inversión a las variaciones del tipo de interés, más inclinada es la curva. Puesto que la pendiente de la curva IS depende del multiplicador, la política fiscal puede afectar a dicha pendiente. El multiplicador depende del tipo impositivo: un incremento de éste reduce el multiplicador. En consecuencia, cuanto más elevado sea el tipo impositivo, más inclinada es la curva IS.
- 4) La curva IS se traslada cuando varía el gasto autónomo. Un incremento del gasto autónomo (un incremento de las compras del sector público, por ejemplo), traslada la curva IS hacia la derecha.
- 5) En los puntos situados a la derecha de la curva hay exceso de oferta en el mercado de bienes y en los puntos situados a la izquierda de la curva hay un exceso de demanda de bienes.

Por otra parte, las principales características de la curva LM son las siguientes:

- 1) La curva está formada por las combinaciones de tipos de interés y niveles de renta con las que el mercado de dinero está en equilibrio.
- 2) Cuando el mercado de dinero está en equilibrio, también lo está el mercado de bonos. Por tanto, la curva está formada por las combinaciones de niveles de renta y tipos de interés con las que el mercado de bonos está en equilibrio.
- 3) La curva tiene pendiente positiva. Dada la oferta monetaria fija, un incremento del nivel de renta, que eleva la cantidad demandada de dinero, tiene que ir acompañada de una subida del tipo de interés. Esto reduce la cantidad demandada de dinero y, de esta forma, mantiene equilibrado el mercado monetario.
- 4) La curva se traslada cuando varía la oferta monetaria. Con un incremento de la oferta la curva se traslada hacia la derecha.
- 5) En los puntos situados a la derecha de la curva, hay un exceso de demanda de dinero y en los puntos situados a la izquierda, hay un exceso de oferta.

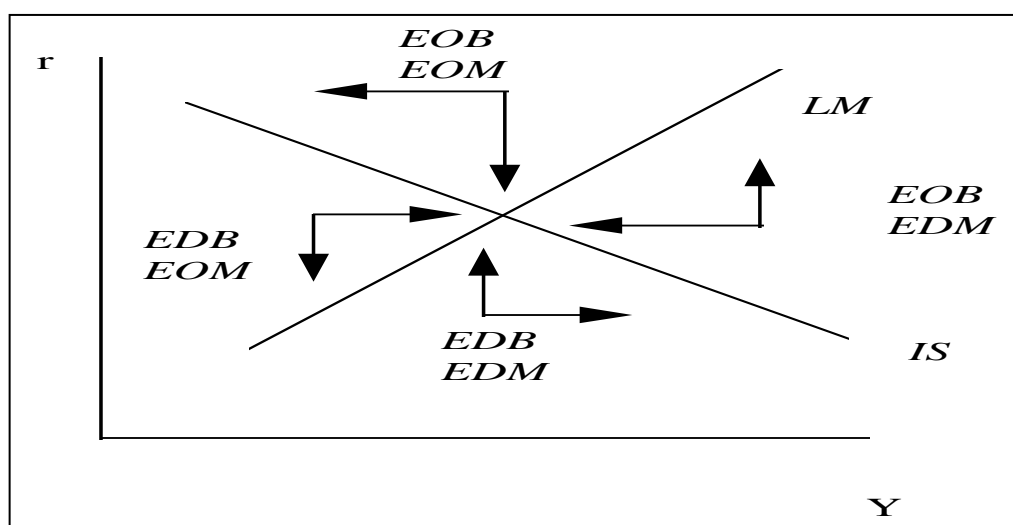


Figura 2. Dinámica en el modelo IS-LM.

Los ajustes hacia el equilibrio quedan recogidos en la Figura 2, este esquema permite realizar con suma facilidad diferentes ejercicios sobre las incidencias de las diferentes políticas económicas. Así, por ejemplo, una política monetaria expansiva crea un exceso de oferta de dinero, al que el público se ajusta tratando de reducir sus tenencias de dinero mediante la compra de otros activos. En el proceso los precios de los activos aumentan y sus rendimientos disminuyen. Dado el supuesto de que los mercados de activos se ajustan rápidamente, la curva LM se desplaza hacia la derecha y, en el nuevo punto de equilibrio (intersección entre la curva IS y la nueva curva LM), el mercado monetario se vacía y el público desea mantener la mayor cantidad de dinero en términos reales, porque el tipo de interés ha disminuido suficientemente. No obstante, en el nuevo punto hay un exceso de demanda de bienes. El descenso en el tipo de interés, dado el nivel inicial de renta, ha hecho que la demanda agregada aumente, por lo que las existencias empiezan a disminuir. En respuesta, la producción aumenta y nos empezamos a desplazar hacia arriba a lo largo de la nueva curva LM. Se produce un aumento del tipo de interés durante el proceso de ajuste, ya que el incremento de producción eleva la demanda de dinero y este incremento tiene que ser frenado por la elevación de los tipos de interés.

El aspecto clave en este mecanismo de transmisión se encuentra en la sensibilidad de la demanda a los cambios en los tipos de interés. Cuando el público está dispuesto, dado un tipo de interés, a mantener cualquier cantidad de dinero que se ofrezca, nos encontramos en la situación de la trampa de la liquidez. La curva LM es horizontal y las variaciones de la cantidad de dinero

no la trasladan. La política monetaria no afecta ni al tipo de interés ni al nivel de renta; carece, pues, de poder de influencia.

Otra situación distinta es la representada por el caso clásico. La curva LM es vertical. Ahora la política monetaria produce el máximo efecto, mientras que la política fiscal no produce ningún efecto. La curva LM vertical se asocia a veces a la opinión de que en la determinación de la producción el dinero es lo único que importa.

Por lo que se refiere a la política fiscal: un incremento del gasto público aumenta la demanda agregada en cada nivel de tipo de interés y, como consecuencia, traslada la curva IS hacia la derecha. En el nuevo punto, hay un exceso de demanda de bienes. La producción aumenta y, con ello, el tipo de interés porque la expansión de la renta da lugar a un aumento de la demanda de dinero. Existe un exceso de demanda de saldos reales. A medida que el tipo de interés aumenta, el gasto privado se va reduciendo. El gasto de inversión planeado por las empresas disminuye debido a la elevación de los tipos de interés y, como consecuencia, la demanda agregada desciende.

El resultado final de todo el proceso es un incremento de la renta, la producción y los tipos de interés. La cuantía de estos efectos depende de las pendientes de las curvas IS y LM y del tamaño del multiplicador. La renta aumenta más y los tipos de interés aumentan menos, cuando más plana es la curva LM. La renta aumenta menos y los tipos de interés aumentan menos, cuando más plana es la curva IS. Y, la renta y los tipos de interés aumentan más cuanto mayor es el multiplicador y, por tanto, mayor es el traslado horizontal de la curva IS.

Si la economía se encuentra en la situación de la trampa de la liquidez, la política fiscal adquiere la mayor eficacia. La curva LM es horizontal, un incremento del gasto público produce su pleno efecto multiplicador sobre el nivel de equilibrio de la renta. El tipo de interés no varía como consecuencia de la variación del gasto público y, por tanto, el gasto de inversión no se reduce. No hay amortiguación de los efectos del incremento del gasto público en la renta. Por el contrario, si la economía se encuentra en la situación clásica la política fiscal carece de eficacia. Un incremento del gasto público no produce ningún efecto en el nivel de equilibrio de la renta, solamente sube el tipo de interés.

Si la situación de la economía se acerca más al caso clásico o a la situación de la trampa de la liquidez ha sido tema de discusión por parte de la profesión. Keynes pensaba en términos de esta última. Los autores de la síntesis neoclásica defenderían más bien una situación como la clásica. Pero, con independencia de este tema, lo que si resulta claro es que este modelo simple, con sus receptivas extensiones -que no presentaremos aquí-, constituyo el modelo básico en el que se educaron las nuevas generaciones y, como no, también fue el modelo que inspiró las *policy mix*. Pero, también este modelo será el destino de las críticas del monetarismo.

3.1.2. El modelo Mundell – Fleming: economía pequeña y abierta.

En el marco de la integración internacional de los mercados de capitales y la disyuntiva entre adoptar un sistema de tipo de cambio fijo o tipo de cambio flotante, surgieron dos trabajos que revolucionaron la macroeconomía de las economías abiertas: (Mundell, 1963) y (Fleming,

1962). En estos trabajos, se extiende el modelo para una economía cerrada desarrollado por Hicks, para el contexto de una economía abierta, incorporando la balanza comercial como parte de la demanda agregada y permitiendo la existencia de libre movilidad de capitales financieros. El caso particular en la cual se enmarca nuestra economía es el modelo Mundell - Fleming con tipo de cambio flexible y perfecta movilidad de capitales.

a) Derivación de la demanda agregada.

El equilibrio general en este modelo se deriva de las funciones IS (mercado de bienes), LM (mercado de dinero), BB (curva de arbitraje) y DA (demanda agregada); en un análisis de corto plazo en la cual los precios son más o menos constantes. En este modelo se determina la producción demandada (Y^d) en el mercado de bienes, la tasa de interés (i) en el mercado monetario, y el tipo de cambio nominal (E) en la ecuación de arbitraje.

Las variables exógenas de este modelo son los impuestos (T), el gasto público (G), el PBI internacional (Y^*), el stock de bonos en moneda nacional en poder del Banco Central (B^b), el costo de transacción o de convertir soles a dólares (b), la tasa de interés externa (i^*), el riesgo del activo doméstico (Θ), el tipo de cambio esperado (E^e), las reservas internacionales del Banco Central (B^{*bcr}) y el nivel de precios (P). Los instrumentos de política son el gasto público (G), los impuestos (T), la compra - venta de bonos nacionales (B^b) y las reservas internacionales del Banco Central (B^{*bcr}).

Cabe resaltar que el equilibrio del modelo determina la producción demandada (y no la producción); y que el nivel de precios es una variable exógena que aparece explícitamente.

Por ejemplo, una caída del nivel de precios doméstico, *ceteris paribus* el resto de variables, mejora nuestra competitividad externa, aumenta las exportaciones netas y, por tanto, eleva la producción demandada. A la vez, este descenso del nivel de precios, eleva la oferta monetaria real y reduce la tasa de interés doméstica, lo que genera un incremento del consumo y de la inversión y por tanto de la producción demandada. En el mercado de bonos, la caída de la tasa de interés, genera una disminución de la rentabilidad del activo en moneda nacional. En consecuencia, aumenta la demanda del público por activos en moneda extranjera, induciendo a una elevación del tipo de cambio nominal, que a su vez genera un incremento del tipo de cambio real. Con un tipo de cambio real más elevado, por un lado, y asumiendo que se cumple la condición Marshall - Lerner, se elevan las exportaciones netas, y la producción demandada.

En el panel superior de la Figura 3, asumiendo que el nivel inicial se encuentra en el punto A (con un nivel de precios (P_0) y de producción demanda (Y_0^d)), una reducción del nivel de precios a P_1 , eleva el tipo de cambio real, desplazando la curva IS hacia la derecha, hasta IS_1 y de la curva LM, hasta LM_1 . En el punto de intersección de la nueva IS y la nueva LM, la rentabilidad del activo nacional es menor que la del activo externo.

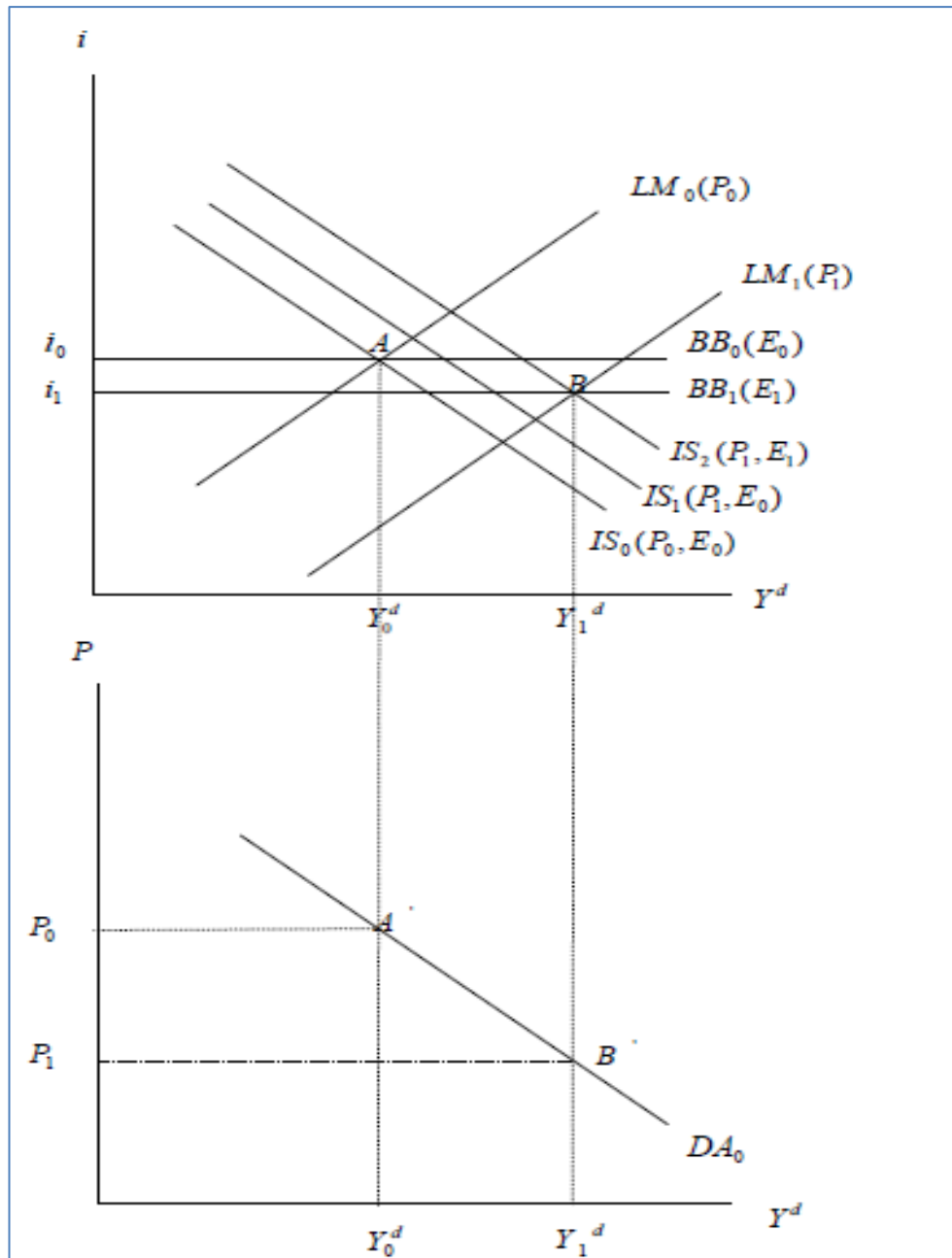


Figura 3. Derivación de la demanda agregada.

Esto ocasiona que la demanda del público por activos en moneda extranjera aumente, induciendo a un incremento del tipo de cambio nominal, lo que a su vez genera un incremento del tipo de cambio real. Por un lado, el incremento del tipo de cambio real, bajo el supuesto de que se cumple la condición Marshall – Lerner, incrementa las exportaciones netas, desplazando la IS_1 hacia la derecha, hasta IS_2 , y por

otro lado, genera una disminución de la devaluación esperada, desplazando la BB hacia abajo, hasta BB_1 .

En la figura 3, los puntos A y B se utilizan para construir la curva de demanda agregada en el panel inferior. Así podemos observar el punto que le corresponde en la curva de demanda agregada al equilibrio A, (Y_0^d, P_0) , y el punto que le corresponde al equilibrio B, (Y_1^d, P_1) en la curva de demanda agregada. Notemos, además, que existe una relación negativa entre el nivel de precios (P) y la producción demandada (Y^d), debido a que una caída del precio doméstico mejora la competitividad externa del país y eleva la demanda exterior de nuestros bienes. Esto implica que la curva de demanda agregada tiene pendiente negativa, tal como se muestra en el panel inferior de la figura 3.

Cabe resaltar que las variaciones de los valores de equilibrio de las variables endógenas (la producción demandada, la tasa de interés y el tipo de cambio nominal), como consecuencia de cambios en el nivel de precios, producen desplazamientos a lo largo de la curva de demanda agregada y no desplazamientos de la curva de demanda agregada.

b) Contexto internacional: elevación de la tasa de interés externa ($\Delta i^* > 0$).

Un incremento de la tasa de interés externa, dado un nivel inicial de precios, eleva la rentabilidad del activo extranjero en moneda nacional. Esto genera que la demanda del público por este activo aumente, induciendo un alza en el tipo de cambio nominal, lo que a su vez genera un incremento del tipo de cambio real. Con un tipo de cambio real más elevado, y bajo el

supuesto que se cumple la condición Marshall - Lerner, las exportaciones netas aumentan, generando un incremento de la producción demandada. En el mercado monetario, el aumento de la producción demandada, incrementa la demanda de dinero nacional, lo cual induce a un alza de la tasa de interés.

En el panel superior de la Figura 4, asumiendo que la economía se encuentra inicialmente en el punto A, el incremento de la tasa de interés internacional desplaza la BB hacia arriba, hasta BB_1 . En el punto de intersección entre esta nueva curva BB y la LM (que no varía), el rendimiento de los bonos en moneda extranjera es mayor al rendimiento de los bonos en moneda nacional, lo cual induce a la compra de bonos extranjeros generando un incremento del tipo de cambio nominal. El aumento del tipo de cambio desplaza la curva BB_1 hacia abajo, hasta BB_2 , y la IS hacia arriba, hasta IS_1 , simultáneamente. El nuevo equilibrio (punto B) en el cual se cruzan nuevamente las curvas IS, LM y BB, se alcanza con un mayor nivel de producción demandada, una mayor tasa de interés y un tipo de cambio más elevado.

En el panel inferior de la Figura 4, el equilibrio inicial se sitúa en el punto A' , con una demanda agregada inicial (DA_0) y una tasa de interés externa (i^*). Esta demanda agregada determina un nivel inicial de precios (P_0) y un nivel de producción demandada igual a, (Y_0^d). El incremento de la tasa de interés externa desplaza la curva de demanda agregada hacia la derecha, hasta DA_1 . El nuevo punto de equilibrio, al nivel de precios inicial, se alcanza en el punto B' con un mayor nivel de producción demandada, (Y_1^d). En consecuencia, un incremento de la tasa de

interés externa, *ceteris paribus*, desplaza la curva de demanda agregada hacia la derecha.

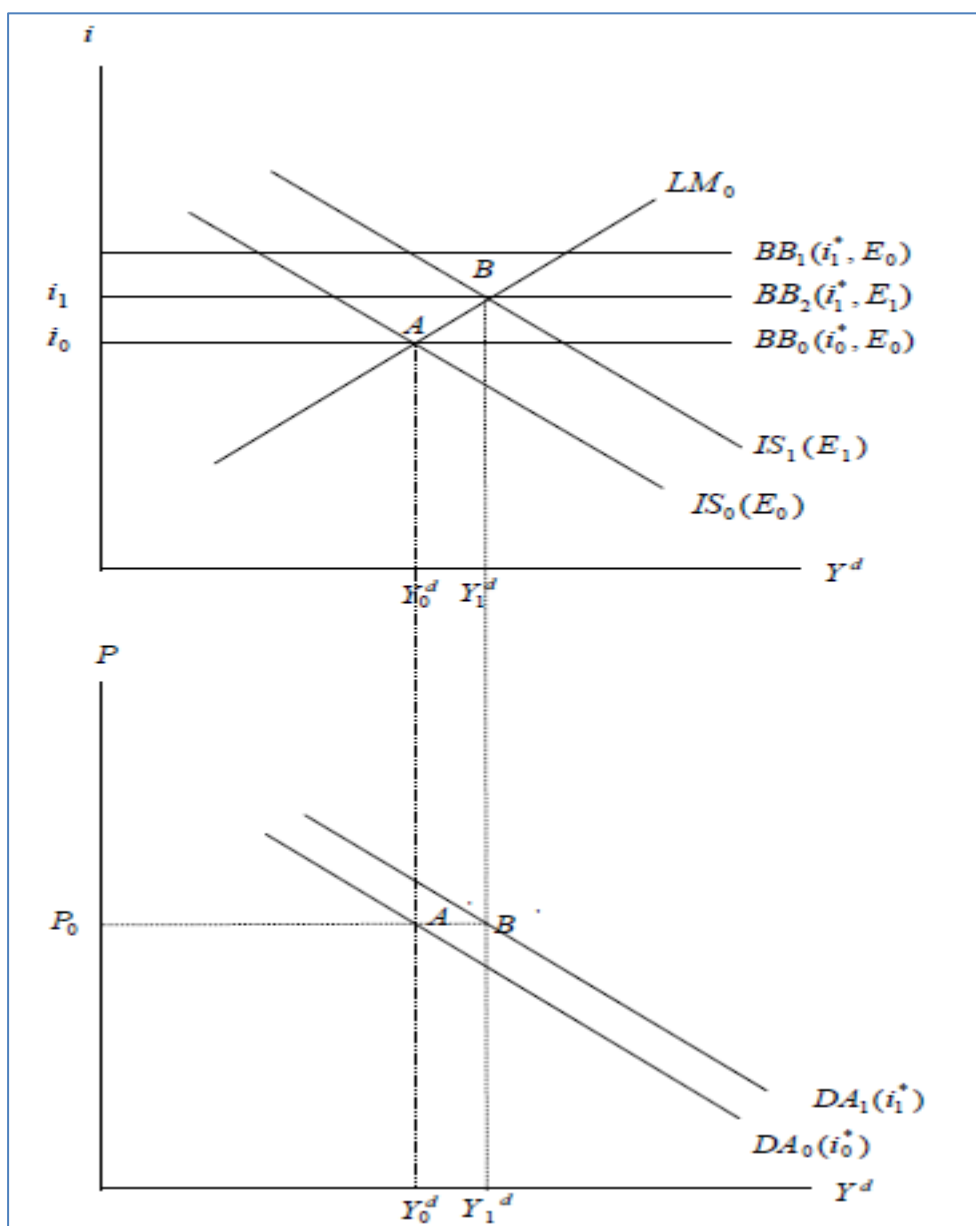


Figura 4. Efecto de un cambio en el contexto internacional.

En resumen, los cambios en el entorno externo, se refieren fundamentalmente a modificaciones de la tasa de interés externa, que en el corto plazo es efectiva; sin embargo, en el mediano plazo, los precios domésticos (IPC) varían, lo cual puede causar efectos contractivos por el lado del mercado monetario (saldos reales).

3.2. Enfoques acerca de la paridad poder de compra.

Teoría de paridad de poder compra:

La teoría de la paridad poder de compra (PPC) se remonta a varios siglos atrás, pero recién Cassel (1978) introduce la terminología específica que se conoce hoy en día.

La PPC se basa en la ley de un solo precio (LPU), la cual sostiene que en ausencia de costos de transacción y transporte, bienes idénticos, gracias a la condición de arbitraje, tenderán a tener el mismo precio nominal en diferentes mercados, una vez que son expresados en la misma moneda. Es decir, en un mundo de N bienes, el precio de cualquier bien “ i ” expresado en términos de la moneda doméstica en el tiempo “ t ” es igual al precio del bien “ i ” en el tiempo “ t ” en moneda extranjera multiplicado por su correspondiente tipo de cambio nominal. Se puede expresar de formalmente como:

$$P_{i,t} = E_t P_{i,t}^* \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

De acuerdo a la ecuación (1) la versión absoluta de la PPC se puede interpretar como una versión agregada de la ley de un solo precio. La versión la ley de un solo precio postula que la condición relativamente débil:

$$\frac{E_t P_{i,t}^*}{P_{i,t}} = \frac{E_{t+1} P_{i,t+1}^*}{P_{i,t+1}} \quad (2)$$

En la vida real, la ley de un solo precio presenta ciertas dificultades cuando se desea compararla con la análoga de otro país. Esto se debe a que las ponderaciones de los bienes en las canastas familiares pueden ser muy diferentes en cada país, y que las preferencias de los consumidores pueden tener distintos patrones. Con el propósito de probar la existencia de una relación de largo plazo

entre las variables mencionadas, se puede simplificar los índices de agregación asumiendo que las ponderaciones de las canastas en ambos países son las mismas, es decir, se requiere que:

$$E_t \sum_{i=1}^N \alpha_i P_{i,t}^* = \sum_{i=1}^N \alpha_i P_{i,t} \quad (3)$$

Donde se cumple que $\sum_{i=1}^N \alpha_i = 1$ Las ponderaciones son los pesos de cada bien en el Índice de precios.

Tomando logaritmos a los índices de precios agregados domésticos y extranjeros a la expresión de arriba llegamos a:

$$e_t = p - p^* \quad (4)$$

Luego, el tipo de cambio real (definido en logaritmos) puede ser observado como una medida de desviación de la PPC:

$$q = e_t - p + p^* \quad (5)$$

Debate empírico y metodológico sobre la PPC

Luego de la segunda guerra mundial, se prestó mucha atención a la PPC con el objetivo de entender el comportamiento del tipo de cambio. Hacia principios de los 70's el enfoque predominante para explicar la determinación de los tipos de cambio era el enfoque monetario del tipo de cambio (Taylor, 2004). Este enfoque básicamente asumía que la PPC se cumplía de manera continua (Frenkel, 1976). Se realizaron muchas estimaciones para el caso de Los Estados Unidos que parecían apoyar tal hipótesis; no obstante, ello sólo fue posible en el período que el dólar se mantuvo estable.

Años después, (Dornbusch. R., 1976), señala que la PPC sólo se puede cumplir en el largo plazo, puesto que en el corto plazo podían existir desviaciones respecto a tal equilibrio debido a la existencia de precios rígidos. Ello quedo enmarcado en la teoría de la sobre-reacción del tipo de cambio.

A principios de los años 80's, se comienzan a llevar a cabo estudios empíricos con el objetivo de probar que el tipo de cambio real tendía a estabilizarse alrededor de algún valor. En específico, se debía realizar pruebas para determinar si el tipo de cambio real poseía reversión a la media, lo cual se convertía en una condición necesaria para probar PPC. Una condición suficiente implicaría probar que se revierte al valor de tipo de cambio real consistente con la PPC. Luego de algunas investigaciones, tal como (Lehman, 1983), no se logró rechazar la hipótesis que tal condición necesaria no se cumplía.

Las metodologías para probar la hipótesis de la PPC han cambiado conforme se han ido introduciendo nuevas técnicas y métodos econométricos. Ya a finales de la década, se llevan a cabo experimentos más sofisticados para probar la hipótesis de PPC, teniendo como elemento central la existencia de un proceso de raíz unitaria. La idea básica consistía en que si al estimarse el tipo de cambio real, se encuentra una raíz unitaria entonces se puede concluir que no regresará a un nivel promedio y, por ende, no se podría sostener que la PPP se cumple en el largo plazo.

Una nueva corriente de pruebas denominadas “pruebas de segunda etapa” por (Froot & Rogoff, 1995) consisten en verificar la hipótesis que el logaritmo del tipo de cambio real es un paseo aleatorio, o un proceso no estacionario (pruebas univariadas). Y otra corriente de pruebas (“pruebas de tercera etapa”) emplea técnicas de cointegración, es decir, pruebas multivariadas, para probar la existencia

de una relación de largo plazo entre el tipo de cambio nominal y los niveles de precio. En el marco de esta última metodología, trataremos de probar la hipótesis de la PPC para el Perú.

Al revisar las investigaciones realizadas sobre la PPC en diferentes países, se nota una gran diferencia entre el número realizado de ellos, y sus conclusiones. Para países desarrollados, (Froot & Rogoff, 1995) encuentran ciertas regularidades en las economías avanzadas. En particular, encuentran que la hipótesis de que el tipo de cambio real es un paseo aleatorio se rechaza fuertemente (existe cointegración) cuando se conducen pruebas en horizonte suficientemente largo; normalmente entre 6 a 7 décadas. Además, no hay evidencia de desviaciones permanentes a largo plazo de la PPC (Breuer, 1994).

Las conclusiones no son las mismas para el caso de países latinoamericanos. (Edwards, 1999), realiza una revisión literaria para el caso de países emergente en donde encuentra que no hay muchos estudios con horizonte largo que intenten probar la hipótesis en cuestión. Esto se debe a que estos países, luego de la segunda guerra mundial, emplearon regímenes cambiarios fijos y restricciones a los flujos de capital. Es recién desde finales de la década del 80, cuando se comienza a dejar que el tipo de cambio fluctúe que el análisis del PPC cobra relevancia. Cuando (Edwards, 1999) realiza un recuento de 54 estudios en países emergentes, encuentra que en 40 de ellos no se puede rechazar la hipótesis que el tipo de cambio real tiene al menos una raíz unitaria. Estos resultados los atribuye que hasta el 2000, la mayoría de las pruebas se realizaron en períodos menores a los 20 años (explicado por sus problemas de pocos datos), y casi todas ellas dependían en pruebas univariadas (pruebas de segunda etapa). Para el caso chileno, (Calderón & Duncan, 2003), usando datos anuales para el período 1810-2002, encontraron evidencia a

favor de PPC. Los resultados son robustos para diferentes índices de precios, tamaño de muestra y especificaciones de tests.

(Rowland & Oliveros, 2003), analizan la paridad del poder de compra entre Colombia vs principales socios comerciales. Se utilizan datos trimestrales para el periodo 1980-2002, y encuentran que la relación débil de poder de compra durante el período analizado, no siendo esta relación la estipulada por la hipótesis de PPC.

Para el caso peruano, (Arena & Tuesta, 1998), abarcan un análisis para el periodo muestral de 1968 hasta 1996 con una frecuencia anual. En este trabajo se utiliza como medida del tipo de cambio real, el tipo de cambio real multilateral calculado bajo la metodología de PPC, tomando como base el año 1990. De acuerdo a los resultados obtenidos, no se cumpliría la PPC para Perú en la medida que el tipo de cambio real observado, calculado bajo PPC, no es un proceso estacionario.

(Lora Rocha & Orellana, 2000), para el caso de Bolivia desechan la proposición de que el TCR de equilibrio pueda ser determinado de acuerdo al enfoque de la PPC, por lo menos para el período comprendido entre los años 1988 y 1999 (datos trimestrales). Para el caso de Paraguay, Rojas y Fernández (2001) no encuentran bajo ninguno de los métodos desarrollados una relación de paridad del poder de compra en el largo plazo de la muestra anual analizada para periodo 1970-2000.

Capítulo 4. Resultados

4.1. Resultados descriptivos.

4.1.1. Aspectos básicos.

a) El crecimiento económico en el Perú.

Es necesario presentar algunos datos de contexto, por ejemplo, de entre el 2002 al 2012, los indicadores de crecimiento global reflejan que el Perú es una de las economías con mayor dinamismo y crecimiento a nivel mundial.

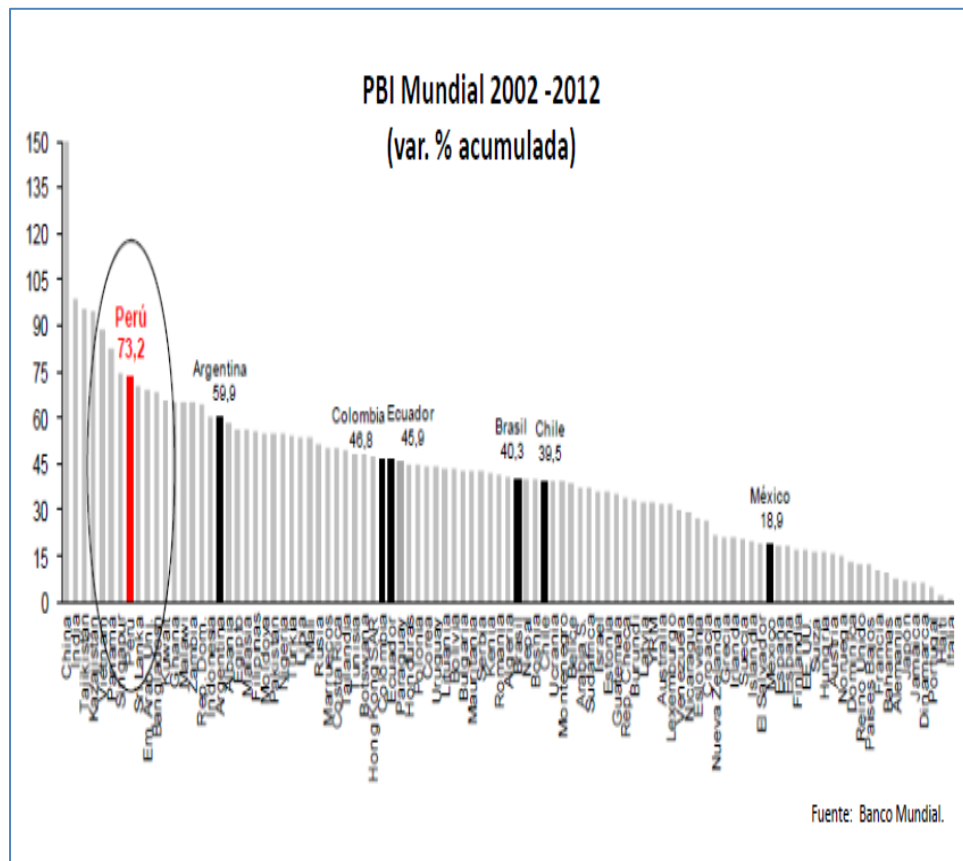


Figura 5. Efecto de un cambio en el contexto internacional.

En el último cuarto del siglo XX, el Perú era conocido como un ejemplo de gestión macroeconómica inadecuada y de crisis económicas y sociales generalizadas. El cuadro 2, ayuda a resumir su desempeño macroeconómico, a partir de los cuatro indicadores financieros más

utilizados nacional e internacionalmente. La primera columna muestra que, efectivamente, el PBI peruano se contrajo en términos reales cuatro veces durante la década de 1980. El déficit fiscal de dos dígitos (como porcentaje del PBI) y las brechas en la cuenta corriente de su balanza de pagos, en torno al 10% del PBI, fueron los principales síntomas de una política económica insostenible. Esta incluía la intervención directa del gobierno en casi todos los sectores económicos, y una estrategia de desarrollo que privilegiada la sobreprotección de las actividades dirigidas al mercado interno, en desmedro de la competitividad de los sectores transables de la economía. La aceleración de la inflación fue otro signo de la mala gestión económica: se alcanzó estándares de hiperinflación (tasas anuales de cuatro dígitos) en 1988, 1989 y 1990.

Un drástico plan de estabilización conocido como Fuji-Shock y reformas de mercado en casi toda la economía, ejecutados durante los primeros años de la década 90, mejoraron el desempeño económico del Perú en los siguientes años. Por ejemplo, la segunda columna del Cuadro 2 muestra que los déficits fiscales en esa década oscilaron entre el 1 y el 3% del PBI. La primera columna indica, no obstante, que la economía peruana continuó experimentado tasas de crecimiento negativas en algunos de esos años. La recesión de 1990 podría atribuirse a las medidas ineludibles de ajuste que se necesitaban para abatir la hiperinflación heredada de los años 80. Sin embargo, el Perú no fue capaz de "desacoplarse" de la crisis financiera asiática en 1998, y su PBI se redujo por primera vez en cinco años en un 0,7%. Una señal de la vulnerabilidad de la economía peruana fue que el déficit externo se mantuvo por encima de 5% del PBI durante la

mayor parte de los años 90. Luego, Hubo dos distintos gobiernos en la década de 2000, Alejandro Toledo (2001-2006) y Alan García (2006-2011); sin embargo, las políticas macroeconómicas caracterizadas por la prudencia fiscal y monetaria y la orientación al mercado continuaron, aumentando su eficacia para lograr resultados económicos positivos. Así, las tasas de crecimiento en la década del 90 se incrementaron hasta alcanzar un promedio por encima del 6% anual, convirtiéndose en la primera década, desde 1960, sin un solo año de crecimiento negativo. Sobre una base anual, la década del 2000 podría ser declarada como “libre de recesión”. Aunque la crisis financiera global redujo significativamente la tasa de crecimiento de 9.8% en 2008 a 0.9% en 2009, ésta no tomó un valor negativo. Por lo tanto, en este sentido, por primera vez el Perú podría haber logrado un caso de "desacoplamiento" relativo de la crisis global

Cuadro 2. Perú. Principales Indicadores Macroeconómicos 1980-2009. (En porcentajes).

| Año | Crecimiento real del PBI | Balance Fiscal | Balanza en Cuenta Corriente | Tasa de inflación |
|------|--------------------------|----------------|-----------------------------|-------------------|
| 1987 | 7.7 | -10.0 | -7.4 | 114.5 |
| 1988 | -9.4 | -11.8 | -8 | 1,722.3 |
| 1989 | -13.4 | -10.9 | -2.3 | 2,775.0 |
| 1990 | -5.1 | -8.7 | -4.9 | 7,649.6 |
| 1991 | 2.1 | -2.9 | -4.5 | 139.2 |
| 1992 | -0.4 | -3.9 | -5.3 | 56.7 |
| 1993 | 4.8 | -3.1 | -7.1 | 39.5 |
| 1994 | 12.8 | -2.8 | -6.1 | 15.4 |
| 1995 | 8.6 | -3.2 | -8.6 | 10.2 |
| 1996 | 2.5 | -1.1 | -6.5 | 11.8 |
| 1997 | 6.9 | 0.1 | -5.7 | 6.5 |
| 1998 | -0.7 | -1.0 | -5.9 | 6.0 |
| 1999 | 0.9 | -3.2 | -2.7 | 3.7 |
| 2000 | 3.0 | -3.3 | -2.9 | 3.7 |
| 2001 | 0.2 | -2.5 | -2.2 | -0.1 |
| 2002 | 5.0 | -2.3 | -2 | 1.5 |
| 2003 | 4.0 | -1.7 | -1.5 | 2.5 |
| 2004 | 5.0 | -1.0 | 0.0 | 3.5 |
| 2005 | 6.8 | -0.3 | 1.4 | 1.5 |
| 2006 | 7.7 | 2.1 | 3.1 | 1.1 |
| 2007 | 8.9 | 3.1 | 1.3 | 3.9 |
| 2008 | 9.8 | 2.1 | -3.7 | 6.7 |
| 2009 | 0.9 | -1.9 | 0.2 | 0.3 |

Fuente: BCRP.

b) El sector externo.

Uno de los indicadores más importantes de relación de precios domésticos y externo es el término de intercambio. En el caso de la economía peruana esta ha crecido sostenidamente entre el año 2000 al 2012, experimentando una caída temporal el 2008 como resultado de la crisis financiera internacional. Luego, a partir del 2012 hacia adelante la tendencia del término de intercambio tiene tendencia decreciente.



Figura 6. Términos de intercambio- Perú 2000 – 2015.

4.1.2. Índice de precios al consumidor USA (1982 - 84=100)

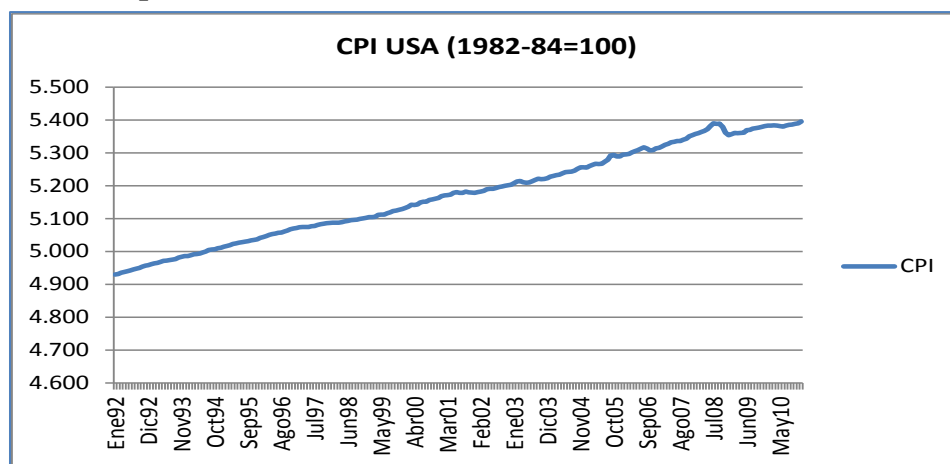


Figura 7. CPI USA (1982 – 84=100).

El test de raíz unitaria se realiza con la finalidad de analizar si una serie es estacionaria o no, para el caso CPI la conclusión es: Se genera la serie en primeras diferencias denominado DCPI, en este caso de acuerdo a la propuesta de Zivot y Andrews (no hay evidencia de quiebre estructural), se procede a realiza la prueba en primeras diferencias.

Cuadro 3. Prueba de raíz unitaria a la serie CPI.

| | | | |
|--|-------------|-----------------------|-------------|
| ADF Test Statistic | -10.21655 | 1% Critical Value* | -3.4608 |
| | | 5% Critical Value | -2.8744 |
| | | 10% Critical Value | -2.5736 |
| *MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root. | | | |
| Augmented Dickey-Fuller Test Equation | | | |
| Dependent Variable: D(DCPI) | | | |
| Method: Least Squares | | | |
| Sample(adjusted): 4 228 | | | |
| Included observations: 225 after adjusting endpoints | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic |
| DCPI(-1) | -0.726098 | 0.071071 | -10.21655 |
| D(DCPI(-1)) | 0.231295 | 0.065523 | 3.529958 |
| C | 0.001486 | 0.000219 | 6.780700 |
| R-squared | 0.331562 | Mean dependent var | 6.37E-06 |
| Adjusted R-squared | 0.325540 | S.D. dependent var | 0.003003 |
| S.E. of regression | 0.002466 | Akaike info criterion | -9.159080 |
| Sum squared resid | 0.001350 | Schwarz criterion | -9.113532 |
| Log likelihood | 1033.397 | F-statistic | 55.05888 |
| Durbin-Watson stat | 1.975409 | Prob(F-statistic) | 0.000000 |

Fuente: Elaboración propia en base a la figura 7.

Entonces, el proceso generador de datos correspondiente es:

$$\Delta DCPI_t = c + (\rho-1) DCPI_{t-1} + \delta_1 \Delta DCPI_{t-1} + \varepsilon_t$$

Nótese que existe un componente de media móvil. En resumen:

CPI es integrada de orden uno I(1) y DCPI es integrada de orden cero I(0).

4.1.3. Índice de precios al consumidor lima (2009=100)

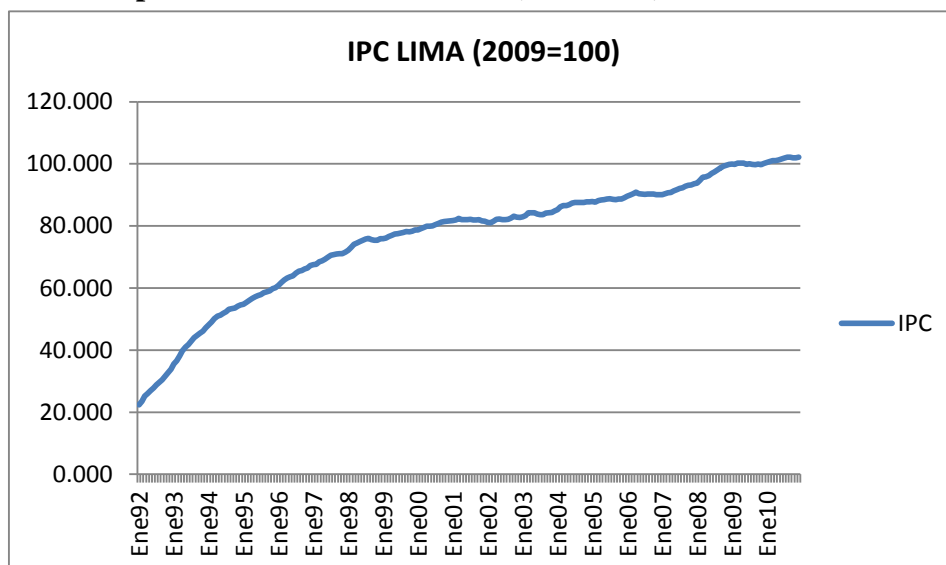


Figura 8. IPC Lima (2009=100).

Fuente: BCRP.

Se genera la serie en primeras diferencias denominado DIPC, luego al verificar la estructura de los datos, mediante la propuesta de Z y A (Zivot y Andrews), se detecta un quiebre estructural en intercepto en agosto de 1993 (se genera una dummy denominado DUMIPC), en consecuencia se hace el detrend (se limpia el quiebre) a la serie mediante la siguiente ecuación:

Cuadro 4. Ecuación para limpiar el quiebre a la serie IPC.

| Dependent Variable: DIPC | | | | |
|----------------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Sample: 2 228 | | | | |
| Included observations: 227 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | 0.036141 | 0.001413 | 25.58531 | 0.0000 |
| DUMIPC | -0.031989 | 0.001472 | -21.72900 | 0.0000 |
| R-squared | 0.677257 | Mean dependent var | | 0.006689 |
| Adjusted R-squared | 0.675823 | S.D. dependent var | | 0.010526 |
| S.E. of regression | 0.005993 | Akaike info criterion | | -7.387649 |
| Sum squared resid | 0.008081 | Schwarz criterion | | -7.357473 |
| Log likelihood | 840.4981 | F-statistic | | 472.1495 |
| Durbin-Watson stat | 0.989819 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |

Fuente: Elaboración propia en base a la figura 8.

Con esta ecuación se generan los residuos RDIPC, que sería una serie limpiada del quiebre estructural, y luego de realizar la prueba de raíz unitaria:

Cuadro 5. Prueba de raíz unitaria a la serie RDIPC.

| | | | |
|--|-------------|-----------------------|-------------|
| ADF Test Statistic | -8.746167 | 1% Critical Value* | -2.5747 |
| | | 5% Critical Value | -1.9411 |
| | | 10% Critical Value | -1.6164 |
| *MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root. | | | |
| Augmented Dickey-Fuller Test Equation | | | |
| Dependent Variable: D(RDIPC) | | | |
| Method: Least Squares | | | |
| Sample(adjusted): 3 228 | | | |
| Included observations: 226 after adjusting endpoints | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic |
| RDIPC(-1) | -0.501310 | 0.057318 | -8.746167 |
| R-squared | 0.253655 | Mean dependent var | -5.55E-05 |
| Adjusted R-squared | 0.253655 | S.D. dependent var | 0.005962 |
| S.E. of regression | 0.005151 | Akaike info criterion | -7.694893 |
| Sum squared resid | 0.005970 | Schwarz criterion | -7.679758 |
| Log likelihood | 870.5229 | Durbin-Watson stat | 2.010453 |

Fuente: Elaboración propia en base al cuadro 4.

Entonces se determina que:

$$\Delta RDIPC_t = (\rho - 1) RDIPC_{t-1} + \varepsilon_t$$

En resumen: IPC es I (1), pero DIPC es I (0) pero con quiebre estructural en agosto del 93.

4.1.4. Tipo de cambio bancario (s/. por US\$)

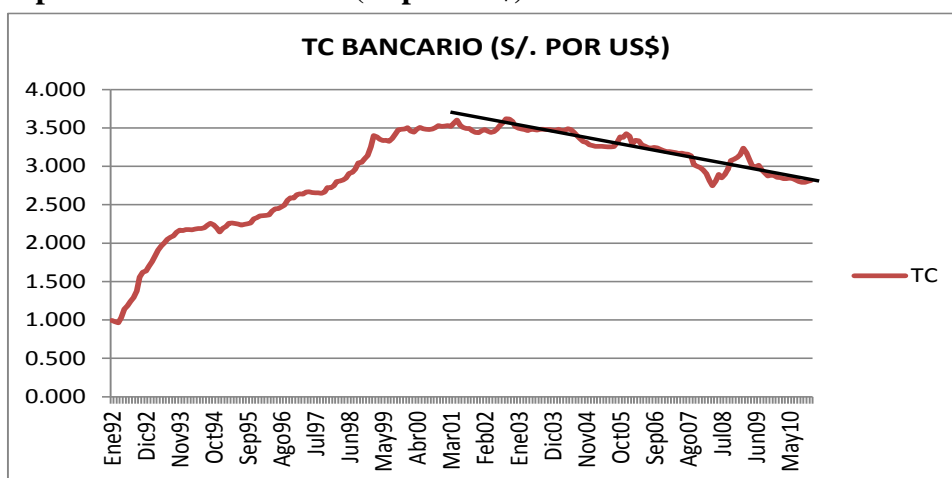


Figura 9. TC bancario (S/. por US\$).

Fuente: BCRP.

Se genera la serie en primeras diferencias denominado DTC, se detecta la presencia de quiebre estructural en intercepto en mayo de 1993 (dummy DUMTC) y se realiza el detrend mediante la siguiente ecuación:

Cuadro 6. Ecuación para limpiar el quiebre a la serie TC.

| | | | | |
|----------------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| Dependent Variable: DTC | | | | |
| Method: Least Squares | | | | |
| Sample: 2 228 | | | | |
| Included observations: 227 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | 0.043522 | 0.003883 | 11.20941 | 0.0000 |
| DUMTC | -0.041692 | 0.004018 | -10.37710 | 0.0000 |
| R-squared | 0.323683 | Mean dependent var | | 0.004586 |
| Adjusted R-squared | 0.320677 | S.D. dependent var | | 0.018245 |
| S.E. of regression | 0.015037 | Akaike info criterion | | -5.547771 |
| Sum squared resid | 0.050878 | Schwarz criterion | | -5.517596 |
| Log likelihood | 631.6721 | F-statistic | | 107.6841 |
| Durbin-Watson stat | 1.209446 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |

Fuente: Elaboración propia en base a la figura 9.

Con esta ecuación se generan los residuos RDTC, que sería una serie limpiada del quiebre estructural, y luego de realizar la prueba de raíz unitaria:

Cuadro 7. Prueba de raíz unitaria a la serie RDTC.

| | | | |
|--|-------------|-----------------------|-------------|
| ADF Test Statistic | -11.71530 | 1% Critical Value* | -2.5747 |
| | | 5% Critical Value | -1.9411 |
| | | 10% Critical Value | -1.6164 |
| *MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root. | | | |
| Augmented Dickey-Fuller Test Equation | | | |
| Dependent Variable: D(RDTC) | | | |
| Method: Least Squares | | | |
| Sample(adjusted): 4 228 | | | |
| Included observations: 225 after adjusting endpoints | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic |
| RDTC(-1) | -0.823466 | 0.070290 | -11.71530 |
| D(RDTC(-1)) | 0.217894 | 0.061547 | 3.540295 |
| R-squared | 0.398532 | Mean dependent var | 0.000273 |
| Adjusted R-squared | 0.395835 | S.D. dependent var | 0.016572 |
| S.E. of regression | 0.012881 | Akaike info criterion | -5.857278 |
| Sum squared resid | 0.037000 | Schwarz criterion | -5.826912 |
| Log likelihood | 660.9437 | F-statistic | 147.7595 |
| Durbin-Watson stat | 1.853954 | Prob(F-statistic) | 0.000000 |

Fuente: Elaboración propia en base al cuadro 6.

Luego se concluye que:

$$\Delta RDTC_t = (\rho-1) RDTC_{t-1} + \delta 1 \Delta RDTC_{t-1} + \varepsilon_t$$

En resumen: TC es integrada de orden uno I(1), pero DTC es integrada de orden cero I(0) pero con quiebre estructural en mayo del 93.

4.2. Verificación de la hipótesis.

4.2.1. Hipótesis

“Si el entorno externo es favorable, entonces es posible identificar una relación estable en la paridad del poder de compra en el largo plazo”

a) VARIABLES:

VARIABLE DEPENDIENTE:

Y = Relación estable en la paridad del poder de compra en el largo plazo.

VARIABLE INDEPENDIENTE:

X = Entorno externo.

b) INDICADORES:

VARIABLE DEPENDIENTE Y:

Y1 = IPC doméstico

Y2. = IPC externo.

VARIABLE INDEPENDIENTE X:

X₁ = Tipo de cambio paralelo.

X₂ = Tipo de cambio bancario.

4.2.2. Modelo.

La primera aproximación propuesta por Engle y Granger (1987) es la de estimar la relación entre las variables relevantes a través del método de

MCO. Para ello, la ecuación propuesta (se parte del caso general) es la siguiente:

$$tc_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_2 p + \hat{\beta}_3 p^* + \hat{\epsilon}_t$$

Dónde:

tc_t : Tipo de cambio nominal – TC.

p : Índice de precios de Perú (Lima) – IPC.

p^* : Índice de precios de EEUU – CPI.

La teoría sugiere de que a pesar de tratarse de una relación entre variables no estacionarias, la aplicación del método MCO resulta en estimadores “superconsistentes” ya que la velocidad de convergencia de los mismos resultan ser mayores al caso en el que se trabaja con variables estacionarias (Stock (1987)).

4.2.3. Resultados de la estimación.

a) Cointegración.

De las pruebas de raíz unitaria, Dickey Fuller Aumentado (ADF) y Zivot y Andrews (Z&A), realizadas a las series TC, IPC y CPI se concluye que todas son integradas de orden UNO con quiebres estructurales en intercepto, en consecuencia se pueden identificar hasta dos ecuaciones de cointegración para determinar si las series antes mencionadas cointegran.

Una de las ecuaciones de cointegración es el que se presenta a continuación, normalizado en TC. Es decir:

$$TC = 1.88 - 1.13 * CPI + 1.16 * IPC \text{ ó } (-1.88, 1.13, -1.16, 1) \begin{pmatrix} 1 \\ CPI \\ IPC \\ TC \end{pmatrix}$$

Estos resultados se obtienen de:

Cuadro 8. Ecuación de cointegración normalizada en TC.

| | | | | |
|----------------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| Dependent Variable: TC | | | | |
| Method: Least Squares | | | | |
| Sample: 2 228 | | | | |
| Included observations: 227 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | 1.879668 | 0.318677 | 5.898344 | 0.0000 |
| CPI | -1.126102 | 0.087484 | -12.87213 | 0.0000 |
| IPC | 1.160161 | 0.038460 | 30.16520 | 0.0000 |
| R-squared | 0.882220 | Mean dependent var | | 1.037726 |
| Adjusted R-squared | 0.881168 | S.D. dependent var | | 0.255570 |
| S.E. of regression | 0.088100 | Akaike info criterion | | -2.007559 |
| Sum squared resid | 1.738603 | Schwarz criterion | | -1.962296 |
| Log likelihood | 230.8580 | F-statistic | | 838.9256 |
| Durbin-Watson stat | 0.034220 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |

Fuente: Elaboración propia en base a las figuras 7, 8 y 9.

Una rápida revisión al resultado del modelo se puede apreciar que la relación entre las variables es espuria, pues la evidencia de ello es la presencia de autocorrelación positiva existente ($DW=0.034220$). Esto como consecuencia de que todas las series del modelo son integradas de orden UNO en niveles.

Seguidamente a los errores estimados (Serie ε_t) se le realizan las pruebas de raíz unitaria. En primer lugar, una rápida revisión gráfica de la serie evidencia la presencia de quiebre estructural, el mismo que se identificó en las pruebas individuales a cada una de las series en el ítem anterior.

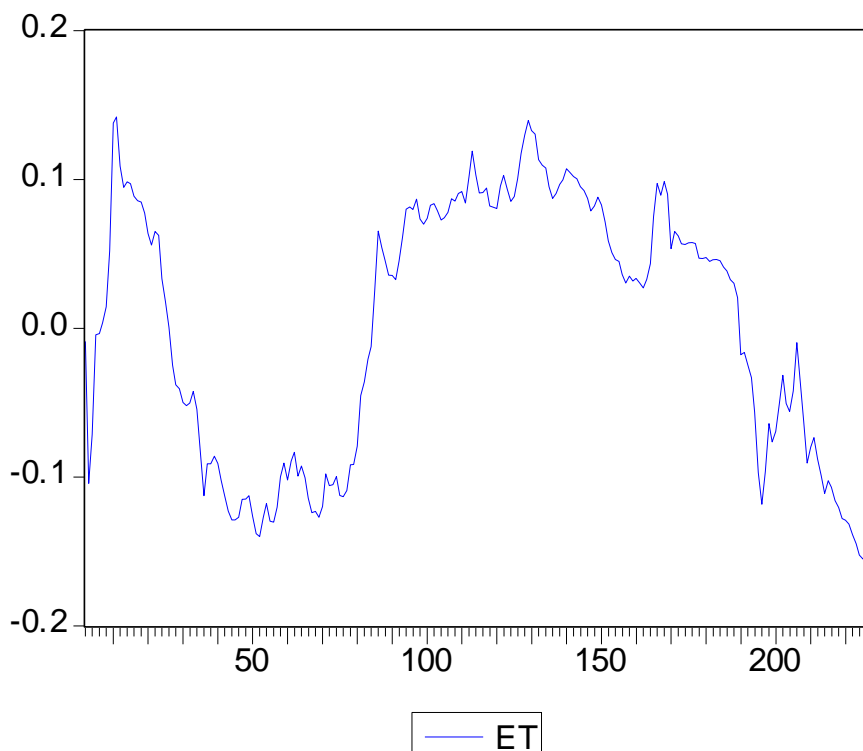


Figura 10. Errores estimados de la ecuación de cointegración.

Fuente: cuadro 8.

Luego de aplicar la propuesta de Z&A se determina que el quiebre que se produce es en intercepto y pendiente, y este se presenta en diciembre de 1998 (obs 84), luego de limpiar a la serie en estudio (ε_t) a través del detrend mediante la ecuación:

Cuadro 9. Ecuación que limpia el quiebre estructural a la serie ε_t .

| Dependent Variable: ET | | | | |
|----------------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Sample: 2 228 | | | | |
| Included observations: 227 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | -0.052292 | 0.006789 | -7.702703 | 0.0000 |
| DUMET | 0.308061 | 0.020726 | 14.86358 | 0.0000 |
| DUMET*@TREND | -0.001459 | 0.000122 | -11.96470 | 0.0000 |
| R-squared | 0.513084 | Mean dependent var | | 1.10E-15 |
| Adjusted R-squared | 0.508737 | S.D. dependent var | | 0.087709 |
| S.E. of regression | 0.061476 | Akaike info criterion | | -2.727224 |
| Sum squared resid | 0.846553 | Schwarz criterion | | -2.681960 |
| Log likelihood | 312.5399 | F-statistic | | 118.0194 |
| Durbin-Watson stat | 0.107686 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |

Fuente: Elaboración propia en base a la figura 10.

Y realizando la prueba de ADF a los residuos estimados ($R\epsilon_t$), se determina que el mejor proceso generador de datos (Criterio de Schwarz) de la serie en cuestión es:

Cuadro 10. Prueba de raíz unitaria a la serie $R\epsilon_t$.

| | | | |
|--|-------------|-----------------------|-------------|
| ADF Test Statistic | -2.647654 | 1% Critical Value* | -2.5747 |
| | | 5% Critical Value | -1.9411 |
| | | 10% Critical Value | -1.6164 |
| *MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root. | | | |
| Augmented Dickey-Fuller Test Equation | | | |
| Dependent Variable: D(RET) | | | |
| Method: Least Squares | | | |
| Date: 01/15/11 Time: 09:52 | | | |
| Sample(adjusted): 3 228 | | | |
| Included observations: 226 after adjusting endpoints | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic |
| RET(-1) | -0.052967 | 0.021640 | -2.447654 |
| R-squared | 0.025415 | Mean dependent var | -0.000465 |
| Adjusted R-squared | 0.025415 | S.D. dependent var | 0.020123 |
| S.E. of regression | 0.019866 | Akaike info criterion | -4.995208 |
| Sum squared resid | 0.088797 | Schwarz criterion | -4.980073 |
| Log likelihood | 565.4585 | Durbin-Watson stat | 1.742062 |

Fuente: Elaboración propia en base al cuadro 9.

Como puede verse la serie de los residuos de la ecuación de cointegración planteada (cuadro 10) es estacionaria en niveles si la prueba se realiza con una significancia del error del 1%, y el 5%; en consecuencia, se podría establecer un modelo de corrección de errores entre las tres variables (TC, IPC y CPI) que establecerían una relación de largo plazo estable, y se afirmaría que la hipótesis de investigación planteada es verdadera.

b) Cointegración.

Con lo anterior el modelo de corrección de errores que garantiza una relación de largo plazo estable para las tres variables incluidas en el análisis es:

$$\Delta TC = 0.00065 (TC_{t-1} + 40.38CPI_{t-1} - 43.3IPC_{t-1} - 17.19) + 0.39\Delta TC_{t-1} - 0.38\Delta CPI_{t-1} + 0.038\Delta IPC_{t-1}$$

$$\Delta CPI = 0.00017 (TC_{t-1} + 40.38CPI_{t-1} - 43.3IPC_{t-1} - 17.19) - 0.029\Delta TC_{t-1} + 0.52\Delta CPI_{t-1} - 0.08\Delta IPC_{t-1}$$

$$\Delta IPC = 0.00071 (TC_{t-1} + 40.38CPI_{t-1} - 43.3IPC_{t-1} - 17.19) + 0.016\Delta TC_{t-1} + 0.005\Delta CPI_{t-1} + 0.27\Delta IPC_{t-1}$$

Dónde:

TC = Tipo de cambio.

IPC = Índice de Precios del Consumidor – Lima.

CPI = Índice de Precios del Consumidor – USA.

Los resultados anteriores son obtenidos del cuadro 11, que representa al modelo mejor ajustado a los datos, considerando los criterios de bondad de ajuste, como son: El criterio de información de Akaike, el criterio de información de Schwarz y el valor del logaritmo de la función de verosimilitud.

De lo anterior se deduce, considerando la prueba t-student relacionado al factor de cointegración de cada ecuación del modelo, que:

Cuadro 11. Resultados de la estimación

| | | | |
|---|-----------------|---------------|---------------|
| Sample(adjusted): 3 228 | | | |
| Included observations: 226 after adjusting endpoints | | | |
| Standard errors & t-statistics in parentheses | | | |
| Cointegrating Eq: | CointEq1 | | |
| TC(-1) | 1.0000 | | |
| CPI(-1) | 40.3822 | | |
| | -162.1010 | | |
| | -0.2491 | | |
| IPC(-1) | -43.3029 | | |
| | -173.8500 | | |
| | 0.2491 | | |
| C | -17.1902 | | |
| | -66.5579 | | |
| | 0.2583 | | |
| Error Correction: | D(TC) | D(CPI) | D(IPC) |
| CointEq1 | 0.0007 | 0.0002 | 0.0007 |
| (factor de cointegración) | -0.0002 | -0.00004 | -0.0001 |
| | -2.8387 | -3.9333 | -9.4912 |
| D(TC(-1)) | 0.3969 | -0.0298 | 0.0155 |
| | -0.0591 | -0.0113 | -0.0192 |
| | -6.7177 | 2.6438 | -0.8098 |
| D(CPI(-1)) | -0.3834 | 0.5242 | 0.0053 |
| | -0.2927 | -0.0559 | -0.0949 |
| | 1.3099 | -9.3788 | -0.0563 |
| D(IPC(-1)) | 0.0375 | -0.0830 | 0.2724 |
| | -0.1903 | -0.0363 | -0.0617 |
| | -0.1971 | 2.2849 | -4.4143 |
| R-squared | 0.4511 | 0.1280 | 0.8161 |
| Adj. R-squared | 0.4437 | 0.1162 | 0.8136 |
| Sum sq. resids | 0.0410 | 0.0015 | 0.0043 |
| S.E. equation | 0.0136 | 0.0026 | 0.0044 |
| Log likelihood | 652.6996 | 1026.9240 | 907.2011 |
| Akaike AIC | 652.7350 | 1026.9590 | 907.2365 |
| Schwarz SC | 652.7955 | 1027.0200 | 907.2971 |
| Mean dependent | 0.0047 | 0.0020 | 0.0065 |
| S.D. dependent | 0.0182 | 0.0028 | 0.0102 |
| Determinant Residual Covariance | | 2.25E-14 | |
| Log Likelihood | | 2588.875 | |
| Akaike Information Criteria | | 2589.016 | |
| Schwarz Criteria | | 2589.258 | |

Fuente: Elaboración propia en base al cuadro 9.

- ✓ Una alteración o choque de política desvía a las variables de su línea de tendencia y la variable que con más rapidez se ajusta es el IPC (tc = -9.49, es altamente significativa).
- ✓ La segunda variable que se ajusta con velocidad a la tendencia de largo plazo es el IPC.

✓ Finalmente, la variable menos endógena es el TC, entre otras cosas, porque existe un costo de transacción importante relacionado al cambio de moneda doméstica por moneda extranjera y viceversa.

Es decir, que los precios se mueven con más velocidad que el tipo de cambio.

c) Simulaciones.

Las simulaciones se realizarán para datos dentro de la muestra.

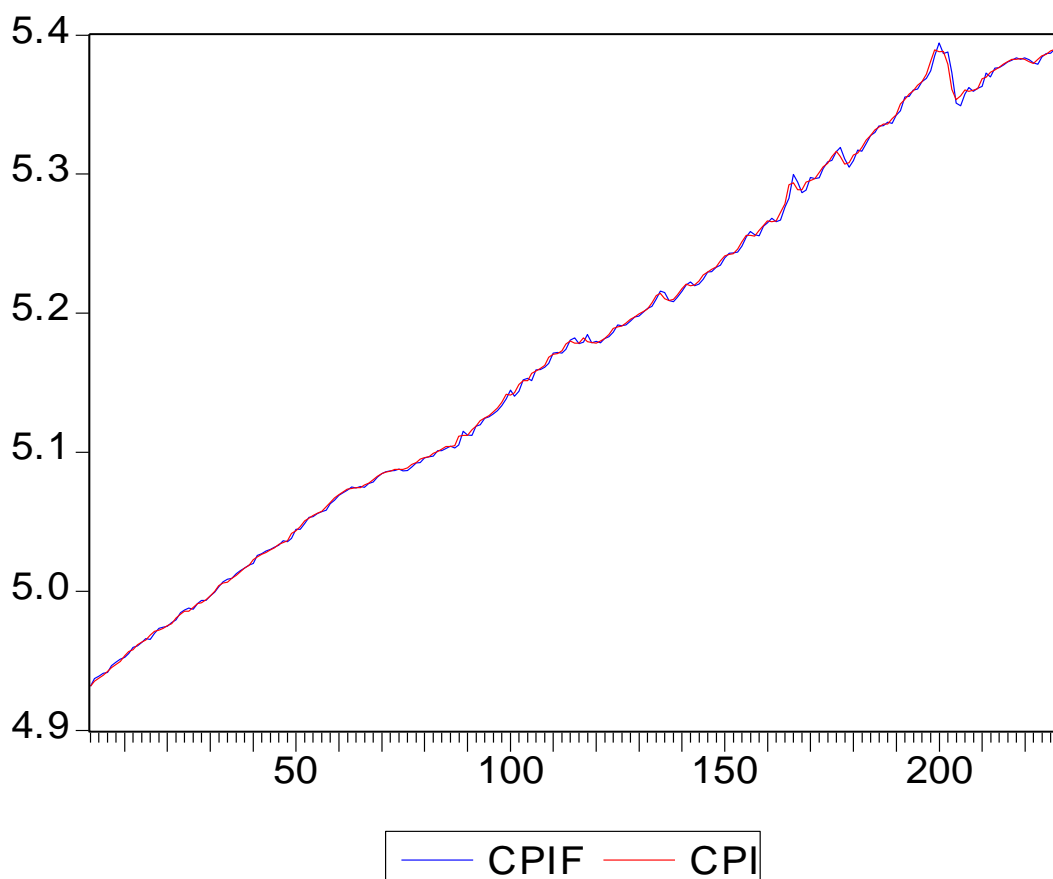


Figura 11. Simulación de la serie precios extranjeros (CPIF).

El coeficiente de correlación entre ambas variables (CPIF y CPI) es 0.999833.

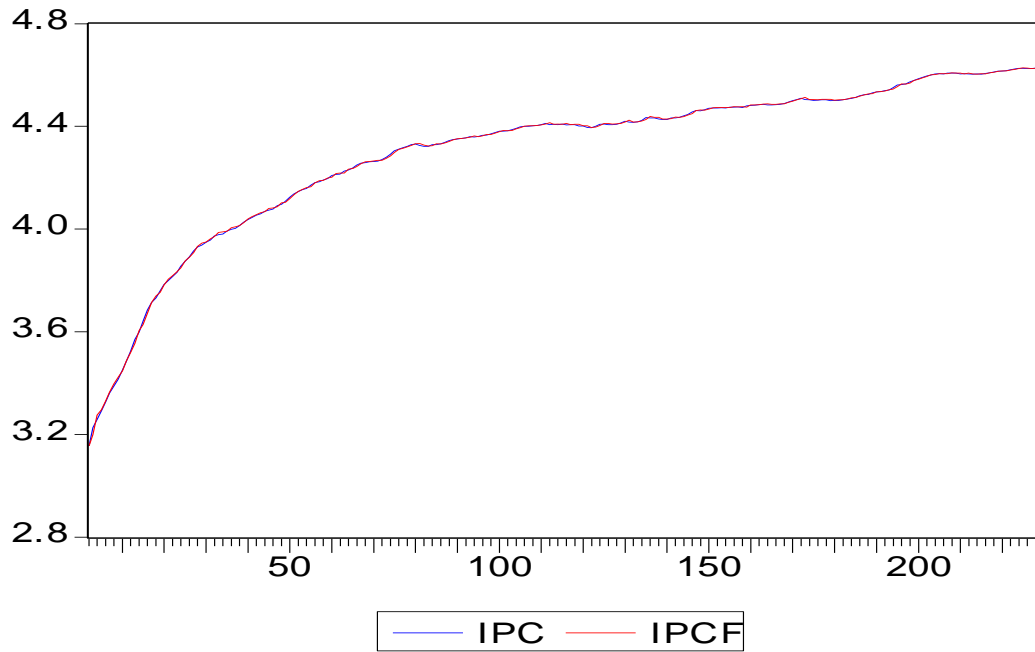


Figura 12. Simulación de la serie precios domésticos (IPC).

El coeficiente de correlación entre ambas variables (IPCF e IPC) es 0.999903.

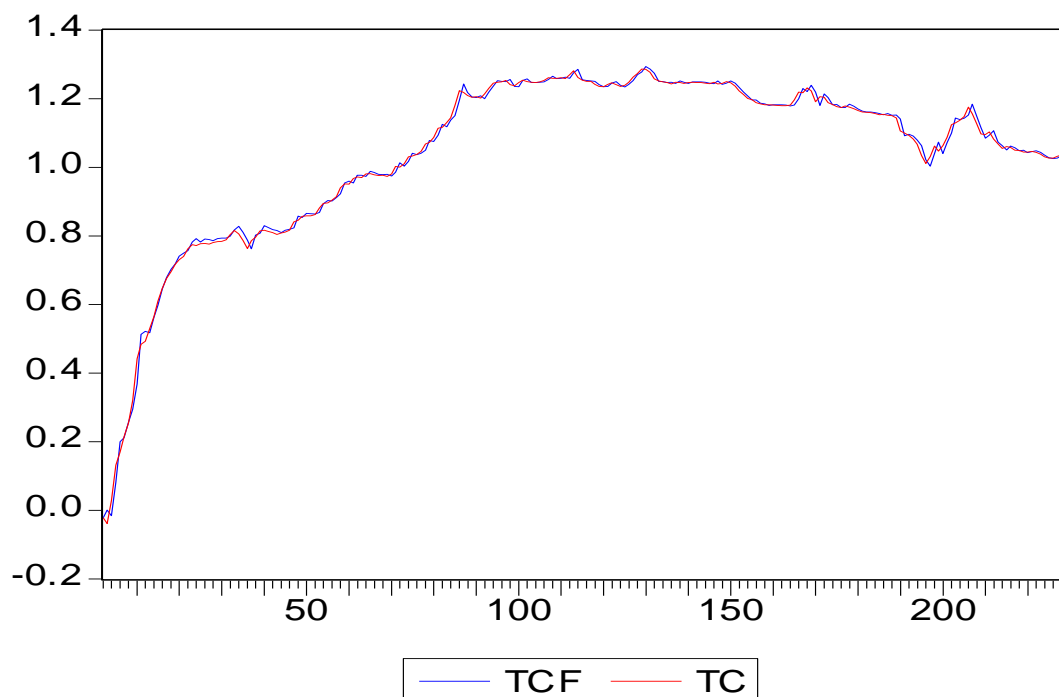


Figura 13. Simulación de la serie tipo de cambio (TC).

El coeficiente de correlación entre ambas variables (TCF y TC) es 0.998629.

Capítulo 5.

Discusión de resultados

5.1 balance global e interpretación.

La relación econométrica entre el tipo de cambio (TC), precios domésticos (IPC) y precios externos (CPI) se sostiene, teóricamente, en el modelo planteado por Mudell y Fleming, considerando que nuestra economía es pequeña y abierta a los mercados internacionales con libre movilidad de capitales. Luego a partir del análisis econométrico se concluye que la variable que con mayor velocidad se ajusta es IPC (precios domésticos) y la que más lentamente converge es el TC (tipo de cambio), bajo el argumento que la condición Marshall – Lerner (la suma de las elasticidades de las exportaciones y las importaciones respecto al tipo de cambio debe ser menor a la unidad) se cumple.

Luego de analizar la estacionariedad de las series que participan en el modelo normalizado en el tipo de cambio $TC = f(IPC, CPI)$, encontramos los siguientes resultados: $TC \sim I(1)$, $IPC \sim I(1)$ y $CPI \sim I(1)$, mediante las pruebas de raíz unitaria como son: el Dickey Fuller Aumentado (ADF) y el propuesto por Zivot y Andrews (Z&A). Por lo tanto, para establecer un modelo de corrección de error, ha sido necesario limpiar del quiebre estructural mediante el DETREND en las series.

Despues de desarrollar el test de Engle & Granger, encontramos que las series TC, IPC y CPI cointegran; y, en consecuencia, es posible establecer una relación de largo plazo consistente entre las variables antes mencionadas bajo el argumento establecido en la hipótesis de investigación, considerándola como verdadera.

5.2 Análisis comparativo con otros resultados

Considerando las investigaciones establecidas como antecedentes en la investigación, algunos comentarios comparativos son necesarios mencionarlos:

- ✓ (QUISPE, Z. 2010), en su publicación referido a la política monetaria en una economía dolarizada concluye que: La disciplina fiscal y la coordinación entre las políticas fiscal y monetaria son las condiciones básicas que permitan al Banco Central alcanzar satisfactoriamente sus objetivos de inflación; y, los choques en la base monetaria explica la mayor proporción de la varianza de la inflación, comparado con la capacidad explicativa de otras variables que puedan considerarse de política y otros agregados monetarios; en nuestro caso, creemos que si existe cambios importantes en el entorno internacional, fundamentalmente relacionado a cambios en la tasa de interés externa (i^*), las metas de inflación pueden verse alteradas, pues los precios domésticos (IPC) se ajustan con mayor rapidez generando mayor volatilidad en la variable, lo cual complica el trabajo del BCR, a eso se debe que esas metas se fijan en un intervalo de más menos 0.5% en promedio sobre la meta explícita.
- ✓ (MILLER, SH. 2010) en su investigación orientado a estudiar la cadena distributiva de un choque de tipo de cambio, evaluando la respuesta de los diferentes precios de la economía y obteniendo así una estimación del pass-through en el Perú, señala en sus conclusiones, que un choque del tipo de cambio tiene un impacto sucesivamente menor a medida que se avanza en el canal de distribución de la determinación de los precios en la economía; este resultado se corrobora con el obtenido en la investigación, pues precisamos que el tipo de cambio (TC) se ajusta con menor velocidad a la relación de convergencia que los precios domésticos.

Conclusiones

1. La economía peruana ha crecido sostenidamente entre el año 2000 al 2012, experimentando una caída temporal el 2008, como resultado de la crisis financiera internacional. Este crecimiento sostenido se refleja en ganancias de posición comercial, el cual es medido por los términos de intercambio, fortalecido fundamentalmente por un aumento sostenido del precio de los minerales y caída de las tasas de interés internacionales.
2. La paridad del poder de compra entre los precios domésticos (IPC) y los precios externos (CPI), considerando cambios en el sector externo (TC) ha sido medido a través de un modelo econométrico que analiza la convergencia de variables en el largo plazo (modelo de corrección de errores), en ella se puede ver (Cuadro 11) que el coeficiente denominado factor de cointegración relacionado a las variables IPC y CPI, ambos son de signos positivos (0.000707 y 0.000173 respectivamente), lo cual muestra que ambas variables se mueven en la misma dirección si estas se desvían de la relación de largo plazo, por ello la hipótesis de investigación es aceptada como verdadera.
3. Luego de analizar la estacionariedad de las series que participan en el modelo normalizado en el tipo de cambio $TC = f(IPC, CPI)$, encontramos los siguientes resultados: $TC \sim I(1)$, $IPC \sim I(1)$ y $CPI \sim I(1)$, mediante las pruebas de raíz unitaria como son: el Dickey Fuller Aumentado (ADF) y el propuesto por Zivot y Andrews (Z&A). Seguidamente, posterior al desarrollo del test de Engle & Granger, encontramos que las series TC, IPC y CPI cointegran; y, en consecuencia, es posible establecer una relación de largo plazo consistente entre las variables antes mencionadas bajo el argumento establecido en la hipótesis de investigación.

Recomendaciones

- 1.** Es importante que el sector externo no genere volatilidades o ruidos incontrolables en la economía interna, en variables como el precio y tipo de cambio que tienen impacto directo en el consumo y el sector exportador, en ese sentido, se sugiere que el BCR continúe con su regla de metas explícitas de inflación e intervención en la volatilidad cambiaria, las mismas que deben ser coordinadas con la política fiscal del MEF.
- 2.** El análisis e interpretación del comportamiento de las variables económicas deben realizarse en el mediano plazo, que es el escenario en el cual las expectativas de los individuos se manifiestan, por lo tanto la inclusión de un número importante de observaciones garantizan resultados sólidos en términos econométricos, que seguidamente permiten analizar convergencias estables de largo plazo entre variables (modelo de corrección de errores), como es nuestro caso.

Referencias bibliográficas

- Arena, M., & Tuesta, P. (1998). Fundamentos y Desalineamientos: El tipo de cambio real de equilibrio en el Perú. *Banco Central de Reserva del Perú*.
- Breuer, J. (1994). *An assessment of the Evidence on Purchasing Power Parity in J. Estimating Equilibrium Exchange Rates, , 1994*. Washington: Williamson (ed.) Institute for International Economics.
- Calderón, C., & Duncan, R. (2003). Purchasing Power Parity In An Emerging Market Economy: A Long-Span Study For Chile Central Bank of Chile, , Junio 2003. *Working Papers. N° 215 junio*.
- Dornbusch, R., & Fischer, S. 1. (1984). The Open Economy: Implications for Monetary and Fiscal Policy. *National Bureau of Economic Research, Inc. NBER Working Papers, 1422*.
- Dornbusch. R., D. (1976). The Journal of Political Economy. *Expectations and Exchange Rate Dyna, Volume 84, Issue 6*.
- Edwards, S. (1999). Exchange Rates in Emerging Economies: What Do We Know? What Do We Need to Know? . *NBER Working Papers 7228, National Bureau of Economic Research, Inc.*
- Engle, & Granger. (1987). Cointegration and error correction. *Econometrica Vol. 55 No 2, 251 -276*.
- Fleming, J. M. (1962). Domestic financial policies under fixed and floating exchange rates. *IMF Staff Papers , 369 - 379*.
- Frenkel, J. (1976). Frenkel, Jacob. 1976. A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence. *Scandinavian Journal of Economics 76, 200 - 224*.
- Froot, K., & Rogoff, K. (1995). *Perspectives on PPP and the long-run real exchange rate*. Ammssterdam: North Holland Press.
- Lehman, E. (1983). *Theory of Point Estimation*. New York: springer.
- Lora Rocha, O., & Orellana, W. (2000). Tipo de Cambio Real de Equilibrio: Un Análisis del Caso Boliviano en los Últimos Años. *Banco Central de Bolivia*.

- Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economic and Political Science* 29, 475 - 485.
- Rossini, R. (2011). Aspectos de la Adopción de un Regimen de Metas de Inflación en el Peru. *Banco Central de Reservas. del Perú.*
- Rowland, P., & Oliveros, H. (2003). Colombian Purchasing Power Parity Analysed Using a Framework of Multivariate Cointegration,. *Banco Central de Colombia.*
- Stock, J. (. (1987). Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating. *Econometrica Vol. 55 , 277 - 302.*
- Taylor, M. (2004). The Purchasing Power Parity Debate. *Journal of Economic Perspectives,, 135 - 158.*

Anexos

Anexo I. El TC, IPC y CPI.

| Mes/año | TC bancario (S/. por US\$) | IPC Lima (2009 = 100) | CPI USA (1982-84=100) |
|---------|-------------------------------|--------------------------|-----------------------|
| t | TC | IPC | CPI |
| Ene92 | 0.995 | 22.380 | 4.929 |
| Feb92 | 0.978 | 23.440 | 4.932 |
| Mar92 | 0.962 | 25.190 | 4.935 |
| Abr92 | 1.028 | 25.990 | 4.937 |
| May92 | 1.141 | 26.880 | 4.939 |
| Jun92 | 1.185 | 27.850 | 4.942 |
| Jul92 | 1.238 | 28.810 | 4.945 |
| Ago92 | 1.290 | 29.630 | 4.947 |
| Sep92 | 1.376 | 30.400 | 4.949 |
| Oct92 | 1.556 | 31.510 | 4.954 |
| Nov92 | 1.622 | 32.630 | 4.957 |
| Dic92 | 1.636 | 33.880 | 4.958 |
| Ene93 | 1.698 | 35.520 | 4.961 |
| Feb93 | 1.758 | 36.570 | 4.964 |
| Mar93 | 1.839 | 38.110 | 4.965 |
| Abr93 | 1.911 | 39.800 | 4.968 |
| May93 | 1.966 | 41.010 | 4.971 |
| Jun93 | 2.004 | 41.750 | 4.972 |
| Jul93 | 2.049 | 42.900 | 4.973 |
| Ago93 | 2.076 | 43.980 | 4.975 |
| Sep93 | 2.095 | 44.700 | 4.977 |
| Oct93 | 2.142 | 45.370 | 4.981 |
| Nov93 | 2.169 | 46.100 | 4.984 |
| Dic93 | 2.163 | 47.260 | 4.986 |
| Ene94 | 2.175 | 48.130 | 4.986 |
| Feb94 | 2.177 | 49.000 | 4.988 |
| Mar94 | 2.173 | 50.140 | 4.991 |
| Abr94 | 2.182 | 50.920 | 4.992 |
| May94 | 2.189 | 51.280 | 4.994 |
| Jun94 | 2.190 | 51.860 | 4.997 |
| Jul94 | 2.200 | 52.330 | 5.000 |
| Ago94 | 2.233 | 53.130 | 5.004 |
| Sep94 | 2.259 | 53.400 | 5.006 |
| Oct94 | 2.238 | 53.560 | 5.007 |
| Nov94 | 2.196 | 54.210 | 5.009 |
| Dic94 | 2.145 | 54.530 | 5.011 |
| Ene95 | 2.194 | 54.730 | 5.014 |
| Feb95 | 2.217 | 55.350 | 5.017 |
| Mar95 | 2.258 | 56.110 | 5.019 |

| Mes/año | TC bancario (S/. por US\$) | IPC Lima (2009 = 100) | CPI USA (1982-84=100) |
|---------|-------------------------------|--------------------------|-----------------------|
| t | TC | IPC | CPI |
| Abr95 | 2.263 | 56.660 | 5.023 |
| May95 | 2.254 | 57.140 | 5.025 |
| Jun95 | 2.247 | 57.600 | 5.027 |
| Jul95 | 2.235 | 57.930 | 5.028 |
| Ago95 | 2.244 | 58.530 | 5.030 |
| Sep95 | 2.250 | 58.760 | 5.031 |
| Oct95 | 2.261 | 59.060 | 5.034 |
| Nov95 | 2.318 | 59.790 | 5.035 |
| Dic95 | 2.329 | 60.100 | 5.036 |
| Ene96 | 2.354 | 60.850 | 5.041 |
| Feb96 | 2.359 | 61.780 | 5.043 |
| Mar96 | 2.360 | 62.640 | 5.047 |
| Abr96 | 2.368 | 63.180 | 5.050 |
| May96 | 2.414 | 63.640 | 5.052 |
| Jun96 | 2.445 | 63.940 | 5.054 |
| Jul96 | 2.449 | 64.820 | 5.056 |
| Ago96 | 2.470 | 65.420 | 5.058 |
| Sep96 | 2.496 | 65.630 | 5.061 |
| Oct96 | 2.560 | 66.110 | 5.064 |
| Nov96 | 2.589 | 66.420 | 5.067 |
| Dic96 | 2.588 | 67.220 | 5.070 |
| Ene97 | 2.630 | 67.540 | 5.071 |
| Feb97 | 2.642 | 67.600 | 5.073 |
| Mar97 | 2.637 | 68.470 | 5.074 |
| Abr97 | 2.665 | 68.730 | 5.075 |
| May97 | 2.667 | 69.250 | 5.075 |
| Jun97 | 2.659 | 70.000 | 5.076 |
| Jul97 | 2.655 | 70.580 | 5.078 |
| Ago97 | 2.656 | 70.740 | 5.080 |
| Sep97 | 2.647 | 70.950 | 5.083 |
| Oct97 | 2.666 | 71.060 | 5.085 |
| Nov97 | 2.723 | 71.110 | 5.086 |
| Dic97 | 2.720 | 71.570 | 5.086 |
| Ene98 | 2.747 | 72.210 | 5.088 |
| Feb98 | 2.801 | 73.110 | 5.088 |
| Mar98 | 2.809 | 74.070 | 5.088 |
| Abr98 | 2.822 | 74.520 | 5.089 |
| May98 | 2.846 | 74.960 | 5.091 |
| Jun98 | 2.909 | 75.360 | 5.093 |
| Jul98 | 2.922 | 75.840 | 5.095 |
| Ago98 | 2.964 | 76.040 | 5.096 |
| Sep98 | 3.045 | 75.630 | 5.097 |
| Oct98 | 3.053 | 75.370 | 5.099 |

| Mes/año | TC bancario (S/. por US\$) | IPC Lima (2009 = 100) | CPI USA (1982-84=100) |
|---------|-------------------------------|--------------------------|-----------------------|
| t | TC | IPC | CPI |
| Nov98 | 3.096 | 75.400 | 5.100 |
| Dic98 | 3.139 | 75.860 | 5.102 |
| Ene99 | 3.254 | 75.870 | 5.104 |
| Feb99 | 3.399 | 76.110 | 5.104 |
| Mar99 | 3.382 | 76.580 | 5.105 |
| Abr99 | 3.352 | 77.030 | 5.111 |
| May99 | 3.334 | 77.390 | 5.112 |
| Jun99 | 3.340 | 77.530 | 5.112 |
| Jul99 | 3.325 | 77.740 | 5.116 |
| Ago99 | 3.364 | 77.870 | 5.119 |
| Sep99 | 3.421 | 78.230 | 5.123 |
| Oct99 | 3.474 | 78.130 | 5.125 |
| Nov99 | 3.484 | 78.350 | 5.126 |
| Dic99 | 3.486 | 78.690 | 5.129 |
| Ene00 | 3.502 | 78.750 | 5.132 |
| Feb00 | 3.458 | 79.120 | 5.136 |
| Mar00 | 3.445 | 79.550 | 5.142 |
| Abr00 | 3.481 | 79.960 | 5.141 |
| May00 | 3.505 | 79.970 | 5.143 |
| Jun00 | 3.489 | 80.020 | 5.149 |
| Jul00 | 3.482 | 80.440 | 5.152 |
| Ago00 | 3.479 | 80.810 | 5.152 |
| Sep00 | 3.486 | 81.260 | 5.157 |
| Oct00 | 3.502 | 81.450 | 5.158 |
| Nov00 | 3.530 | 81.500 | 5.160 |
| Dic00 | 3.521 | 81.630 | 5.162 |
| Ene01 | 3.524 | 81.780 | 5.168 |
| Feb01 | 3.530 | 81.980 | 5.170 |
| Mar01 | 3.521 | 82.400 | 5.171 |
| Abr01 | 3.560 | 82.060 | 5.173 |
| May01 | 3.602 | 82.080 | 5.178 |
| Jun01 | 3.533 | 82.030 | 5.180 |
| Jul01 | 3.505 | 82.170 | 5.178 |
| Ago01 | 3.493 | 81.920 | 5.178 |
| Sep01 | 3.491 | 81.970 | 5.182 |
| Oct01 | 3.461 | 82.000 | 5.180 |
| Nov01 | 3.441 | 81.600 | 5.179 |
| Dic01 | 3.437 | 81.530 | 5.178 |
| Ene02 | 3.461 | 81.100 | 5.180 |
| Feb02 | 3.478 | 81.070 | 5.182 |
| Mar02 | 3.457 | 81.510 | 5.185 |
| Abr02 | 3.440 | 82.100 | 5.189 |
| May02 | 3.453 | 82.210 | 5.190 |

| Mes/año | TC bancario (S/. por US\$) | IPC Lima (2009 = 100) | CPI USA (1982-84=100) |
|---------|-------------------------------|--------------------------|-----------------------|
| t | TC | IPC | CPI |
| Jun02 | 3.482 | 82.030 | 5.191 |
| Jul02 | 3.535 | 82.060 | 5.193 |
| Ago02 | 3.571 | 82.140 | 5.196 |
| Sep02 | 3.620 | 82.530 | 5.197 |
| Oct02 | 3.616 | 83.120 | 5.200 |
| Nov02 | 3.584 | 82.790 | 5.201 |
| Dic02 | 3.515 | 82.760 | 5.203 |
| Ene03 | 3.495 | 82.950 | 5.207 |
| Feb03 | 3.485 | 83.340 | 5.213 |
| Mar03 | 3.480 | 84.270 | 5.214 |
| Abr03 | 3.465 | 84.230 | 5.211 |
| May03 | 3.482 | 84.200 | 5.209 |
| Jun03 | 3.480 | 83.810 | 5.210 |
| Jul03 | 3.472 | 83.680 | 5.213 |
| Ago03 | 3.481 | 83.690 | 5.218 |
| Sep03 | 3.482 | 84.160 | 5.221 |
| Oct03 | 3.479 | 84.200 | 5.220 |
| Nov03 | 3.478 | 84.340 | 5.220 |
| Dic03 | 3.472 | 84.820 | 5.223 |
| Ene04 | 3.468 | 85.270 | 5.227 |
| Feb04 | 3.484 | 86.200 | 5.230 |
| Mar04 | 3.466 | 86.600 | 5.232 |
| Abr04 | 3.470 | 86.580 | 5.233 |
| May04 | 3.488 | 86.880 | 5.238 |
| Jun04 | 3.478 | 87.370 | 5.241 |
| Jul04 | 3.442 | 87.540 | 5.242 |
| Ago04 | 3.396 | 87.530 | 5.243 |
| Sep04 | 3.358 | 87.550 | 5.246 |
| Oct04 | 3.322 | 87.530 | 5.251 |
| Nov04 | 3.311 | 87.780 | 5.256 |
| Dic04 | 3.282 | 87.770 | 5.256 |
| Ene05 | 3.269 | 87.860 | 5.255 |
| Feb05 | 3.260 | 87.650 | 5.260 |
| Mar05 | 3.260 | 88.220 | 5.263 |
| Abr05 | 3.259 | 88.330 | 5.266 |
| May05 | 3.256 | 88.440 | 5.266 |
| Jun05 | 3.253 | 88.670 | 5.266 |
| Jul05 | 3.253 | 88.760 | 5.272 |
| Ago05 | 3.258 | 88.600 | 5.279 |
| Sep05 | 3.308 | 88.520 | 5.292 |
| Oct05 | 3.382 | 88.650 | 5.294 |
| Nov05 | 3.377 | 88.710 | 5.289 |
| Dic05 | 3.425 | 89.080 | 5.289 |

| Mes/año | TC bancario (S/. por US\$) | IPC Lima (2009 = 100) | CPI USA (1982-84=100) |
|---------|-------------------------------|--------------------------|-----------------------|
| t | TC | IPC | CPI |
| Ene06 | 3.394 | 89.530 | 5.294 |
| Feb06 | 3.290 | 90.020 | 5.295 |
| Mar06 | 3.340 | 90.430 | 5.297 |
| Abr06 | 3.332 | 90.890 | 5.301 |
| May06 | 3.280 | 90.410 | 5.305 |
| Jun06 | 3.265 | 90.290 | 5.308 |
| Jul06 | 3.244 | 90.140 | 5.313 |
| Ago06 | 3.235 | 90.260 | 5.317 |
| Sep06 | 3.248 | 90.290 | 5.313 |
| Oct06 | 3.238 | 90.330 | 5.307 |
| Nov06 | 3.223 | 90.070 | 5.308 |
| Dic06 | 3.206 | 90.090 | 5.314 |
| Ene07 | 3.193 | 90.100 | 5.315 |
| Feb07 | 3.191 | 90.340 | 5.319 |
| Mar07 | 3.186 | 90.650 | 5.325 |
| Abr07 | 3.179 | 90.810 | 5.328 |
| May07 | 3.168 | 91.260 | 5.332 |
| Jun07 | 3.171 | 91.690 | 5.334 |
| Jul07 | 3.161 | 92.120 | 5.336 |
| Ago07 | 3.159 | 92.250 | 5.336 |
| Sep07 | 3.136 | 92.820 | 5.340 |
| Oct07 | 3.020 | 93.110 | 5.343 |
| Nov07 | 3.002 | 93.210 | 5.351 |
| Dic07 | 2.982 | 93.630 | 5.354 |
| Ene08 | 2.951 | 93.840 | 5.358 |
| Feb08 | 2.906 | 94.690 | 5.360 |
| Mar08 | 2.812 | 95.680 | 5.364 |
| Abr08 | 2.749 | 95.830 | 5.366 |
| May08 | 2.805 | 96.180 | 5.372 |
| Jun08 | 2.893 | 96.920 | 5.381 |
| Jul08 | 2.849 | 97.460 | 5.390 |
| Ago08 | 2.893 | 98.030 | 5.388 |
| Sep08 | 2.967 | 98.590 | 5.388 |
| Oct08 | 3.077 | 99.200 | 5.379 |
| Nov08 | 3.093 | 99.500 | 5.361 |
| Dic08 | 3.115 | 99.860 | 5.353 |
| Ene09 | 3.152 | 99.970 | 5.356 |
| Feb09 | 3.237 | 99.890 | 5.361 |
| Mar09 | 3.175 | 100.250 | 5.360 |
| Abr09 | 3.086 | 100.270 | 5.360 |
| May09 | 2.994 | 100.230 | 5.362 |
| Jun09 | 2.991 | 99.890 | 5.369 |
| Jul09 | 3.013 | 100.070 | 5.370 |

| Mes/año | TC bancario (S/. por US\$) | IPC Lima (2009 = 100) | CPI USA (1982-84=100) |
|----------------|---------------------------------------|----------------------------------|------------------------------|
| t | TC | IPC | CPI |
| Ago09 | 2.951 | 99.870 | 5.373 |
| Sep09 | 2.910 | 99.780 | 5.375 |
| Oct09 | 2.873 | 99.900 | 5.377 |
| Nov09 | 2.886 | 99.790 | 5.379 |
| Dic09 | 2.878 | 100.100 | 5.381 |
| Ene10 | 2.857 | 100.400 | 5.383 |
| Feb10 | 2.855 | 100.730 | 5.383 |
| Mar10 | 2.840 | 101.010 | 5.383 |
| Abr10 | 2.841 | 101.030 | 5.383 |
| May10 | 2.846 | 101.270 | 5.381 |
| Jun10 | 2.839 | 101.530 | 5.380 |
| Jul10 | 2.823 | 101.900 | 5.383 |
| Ago10 | 2.803 | 102.170 | 5.385 |
| Sep10 | 2.791 | 102.140 | 5.386 |
| Oct10 | 2.792 | 101.990 | 5.389 |
| Nov10 | 2.806 | 102.000 | 5.390 |
| Dic10 | 2.816 | 102.180 | 5.395 |