

---

# Inflation Targeting y Pass-Through en América Latina

---

ALFONSO ORTIZ, JOAQUÍN HENAULT, NADIA TABET,

MARCOS VILAS, DARÍO GUTIÉRREZ

AGOSTO 3, 2018

UNIVERSIDAD TORCUATO DI TELLA (UTDT)

DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA

LICENCIATURA EN ECONOMÍA

DIRECTOR DE TESIS: DR. PABLO SANGUINETTI

# Abstract

La implementación de Inflation Targeting como herramienta de la política monetaria en varios países de América Latina trajo como consecuencia una baja y estabilización en los niveles de inflación <sup>1</sup> [1]. Partiendo de la hipótesis de que el pass-through depende positivamente de la inflación, se quiere analizar qué rol tuvo este régimen monetario en evitar transferencias hacia el nivel de precios. Más específicamente ante devaluaciones en el tipo de cambio nominal. Mediante una estimación por VECM y tomando los casos de Chile, México y Perú se presta evidencia de que existió una baja en los niveles de pass through luego de aplicadas estas políticas monetarias.

---

<sup>1</sup>Taylor, J. Low inflation, pass-through and the pricing power of firms. European Economic Review, 2000

# Contents

Abstract	i
List of Figures	iii
<b>1 Introducción</b>	<b>1</b>
<b>2 Inflation Targeting como Política Monetaria</b>	<b>4</b>
<b>3 Mecanismos de Transmisión de Precios</b>	<b>6</b>
<b>4 Motivación</b>	<b>8</b>
4.1 Mexico . . . . .	8
4.2 Peru . . . . .	9
4.3 Chile . . . . .	10
<b>5 Modelo Econométrico</b>	<b>11</b>
5.1 Procedimiento . . . . .	11
5.2 Estimaciones de Pass Through . . . . .	12
5.3 Vector Autoregressive . . . . .	12
5.4 Vector Error Correction Model . . . . .	12
5.5 Elección VECM . . . . .	13
5.6 Elección de Variables . . . . .	13
<b>6 Evidencia Empírica</b>	<b>15</b>
6.1 Mexico . . . . .	15
6.1.1 Antes de Inflation Targeting . . . . .	15
6.1.2 Aplicando Inflation Targeting . . . . .	16
6.2 Peru . . . . .	17
6.2.1 Antes de Inflation Targeting . . . . .	18
6.2.2 Aplicando Inflation Targeting . . . . .	19
6.3 Chile . . . . .	19
6.3.1 Antes de Inflation Targeting . . . . .	20
6.3.2 Aplicando Inflation Targeting . . . . .	21
<b>7 Conclusion</b>	<b>23</b>
7.1 Conclusión Econométrica . . . . .	23
7.2 Conclusión para América Latina e implicancias para la Argentina . . . . .	24
<b>Referencias</b>	<b>26</b>
<b>8 Apéndice</b>	<b>26</b>

## List of Figures

1	InflacionAmericaLatina . . . . .	2
2	Mecanismos de Transmision de precios . . . . .	7
3	Variacion IPC vs TDC Mexico . . . . .	8
4	Variacion IPC vs TDC Peru . . . . .	9
5	Variacion IPC vs TDC Chile . . . . .	10
6	Test de los residuos VECM Chile antes de IT . . . . .	27
7	Cointegration Test VECM Chile antes de IT . . . . .	27
8	VECM Chile antes de IT . . . . .	28
9	Test de los residuos VECM Chile durante IT . . . . .	28
10	Cointegration Test VECM Chile durante IT . . . . .	29
11	VECM Chile durante IT . . . . .	29
12	Test de los residuos VECM Mexico antes de IT . . . . .	30
13	Cointegration Test VECM Mexico antes de IT . . . . .	30
14	VECM Mexico antes de IT . . . . .	31
15	Test de los residuos VECM Mexico durante IT . . . . .	31
16	Cointegration Test VECM Mexico durante IT . . . . .	32
17	VECM Mexico durante IT . . . . .	32
18	Test de los residuos VECM Peru antes de IT . . . . .	33
19	Cointegration Test VECM Peru antes de IT . . . . .	33
20	VECM Peru antes de IT . . . . .	34
21	Test de los residuos VECM Peru durante IT . . . . .	34
22	Cointegration Test VECM Peru durante IT . . . . .	35
23	VECM Peru durante IT . . . . .	35

# 1 Introducción

Como sostiene la mayoría de la literatura contemporánea las altas tasas de inflación erosionan el ahorro, afectan el crecimiento del país, generan incertidumbre e inestabilidad en la macroeconomía de un país, entre otras cosas. No debería sorprender que los gobiernos adopten medidas fiscales y monetarias para evitar o subsanar este padecimiento macroeconómico. En el caso de América Latina los países se han caracterizado por la homogeneidad de sus procesos económicos. Durante las décadas de 1970 y 1980 la región estuvo sometida a una intensa inestabilidad monetaria con altos niveles de inflación, algo que ha sido crónico a lo largo de su historia reciente <sup>2</sup> [2]. En general esto se debió a una rápida expansión de la base monetaria para solventar el déficit fiscal. Y si bien la discusión acerca de la relación entre inflación y déficit no está completamente saldada, durante periodos de inflación alta existe una mayor correlación que durante periodos de inflación baja<sup>3</sup> [2].

Ante esta situación, en la década de los 90 los países de la región optaron por diferentes planes de estabilización, aunque todos tuvieron como denominador común regímenes de tipo de cambio como ancla nominal. Argentina, Brasil, México y Uruguay se inclinaron por una política de adjustable peg “inflexible”; mientras que Ecuador, Paraguay, Perú y Venezuela eligieron un tipo de adjustable peg “algo flexible”. Países como Chile y Colombia además de utilizar un régimen tipo crawling peg otorgaron mayor importancia a los objetivos de inflación, que luego se transformaría en una política monetaria más formal. Las diferencias probablemente tienen origen en las tasas de inflación previas a la estabilización. Aquellos países con mayor variación de precios se inclinaron por regímenes de tipo de cambio fijo más inflexibles, tal vez por resultar menos creíble apelar a un cambio de expectativas en esas condiciones.

Si bien la utilización de estos regímenes logró reducir el nivel inflacionario y la volatilidad cambiaria, ocasionó una acelerada apreciación del tipo de cambio real. Esto en parte un deterioro de la balanza de pagos y al ingreso de capitales externos que luego se vieron reducidos a mitad de la década<sup>4</sup> [3]. Finalmente tras una mejora inicial, el crecimiento del producto termina desplomándose a niveles recesivos. En cuanto al sector público se refiere se da una mejora en las cuentas fiscales aunque los intereses de la deuda externa respecto a las exportaciones se incrementan en gran medida<sup>5</sup> [4]. La falta de flexibilidad para instrumentar políticas monetarias anti cíclicas, poca disciplina fiscal y salarios y precios inflexibles a la baja generaron desequilibrios macroeconómicos que derivaron en crisis financieras severas <sup>6</sup> [5] (Mexico 1994; Brasil, 1999; Argentina 2001; Uruguay 2002). Puntualmente la salida de este tipo de regímenes ocurre una vez que la moneda está bajo una fuerte presión de devaluación, las reservas internacionales están cayendo y el producto y las exportaciones dejan de crecer <sup>7</sup> [6]. Mientras que los países que utilizaron objetivos de inflación informales padecieron

---

<sup>2</sup>Pazos, Chronic inflation in Latin America, 1972.

<sup>3</sup>Catao and Terrones, Fiscal Deficits and Inflation, IMF Working Papers, 2003

<sup>4</sup>Calvo 1999

<sup>5</sup>IMF, World Economic Outlook database

<sup>6</sup>Singh et Al, Stabilization and Reform in Latin America, IMF, 2005

<sup>7</sup>Eichengreen, Exchange Rate Stability and Financial Stability, Open Economies Review, 1998.

algunos de los efectos por contagio de la región, lograron tener una transición más suave sin devaluaciones abruptas ni inflación mayor a un dígito llevando a la política monetaria hacia un régimen más formal de manejo de expectativas, inflation targeting.

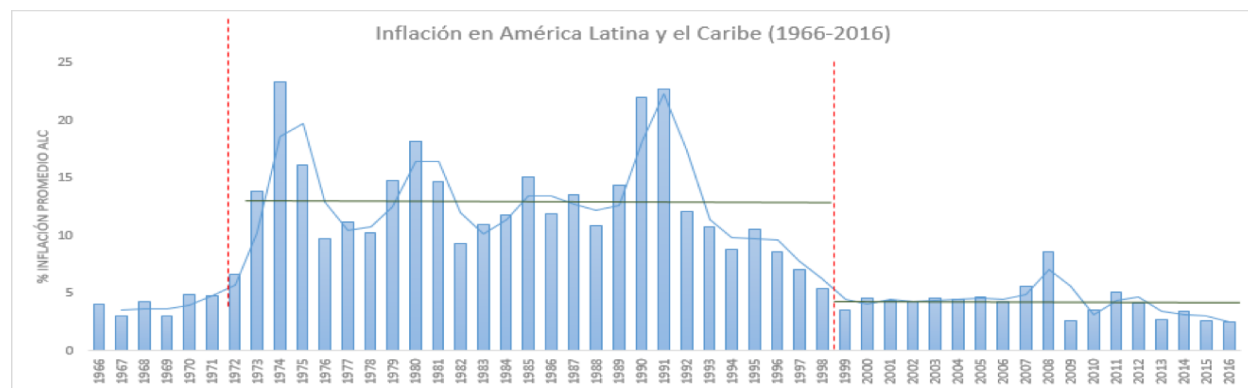


Figure 1: InflacionAmericaLatina

El régimen de metas de inflación se aplica formalmente en Brasil, Chile y Colombia desde 1999, México desde 2001 y Perú desde 2002<sup>8</sup> [7]. Luego le siguieron otros países como Uruguay en 2007. En la Figure 1 podemos observar el nivel de inflación promedio para los países de América Latina y el Caribe. Durante las décadas de los 70, 80 y 90 la región tuvo una media de 12.97% anual. Luego, con la implementación de inflation targeting a partir de 1999 y hasta la actualidad el promedio durante este periodo baja a un 4.19% anual. Como mencionamos anteriormente vemos como el proceso desinflacionario se inicia con los planes de estabilización de tipo de cambio fijo mientras que la estabilización de los niveles de inflación se logra durante la vigencia de los regímenes de inflation targeting. Se podría atribuir esto a factores como la mejora de los términos de intercambio favorables de la región durante la primera década del siglo XXI que trajeron una fuerte suba en el producto e ingreso de dólares. Esto pudo haber generado una descompresión y un “mayor respaldo” sobre valor de las monedas locales. Pero ante la presencia de políticas expansivas como respuesta a la recesión provocada por la crisis financiera de 2008 tampoco se observó un desajuste inflacionario prolongado. La volatilidad del tipo de cambio parece no haber influido a su vez en la inflación.

Todo lo expuesto anteriormente nos lleva a pensar que el éxito de estos programas monetarios se dio en términos de reducción del traspaso de variaciones en el tipo de cambio hacia los precios locales. Más específicamente ante devaluaciones en el tipo de cambio nominal. El objetivo de nuestro trabajo será mostrar que la aplicación de inflation targeting logro bajar el pass through utilizando los casos de Chile, Perú y México. En la siguiente sección detallaremos las características de inflation targeting y como es el mecanismo del traslado

<sup>8</sup>Bank of England

de precios. Luego mostraremos el modelo estadístico utilizado y explicaremos el porqué de su elección. Se presentan los resultados obtenidos y su significado económico para verificar si se cumple la hipótesis o no. Por último se realiza una conclusión del trabajo.

## 2 Inflation Targeting como Política Monetaria

Según describen Merriam-Webster una regla de política monetaria es una guía de conducta o de acción. Existen dos tipos de reglas: instrument rules y targeting rules. Las instrument rules son aquellas que se muestran como resultado de funciones con variables predeterminadas (regla explícita) o esperadas (implícita). Un ejemplo es la regla de Taylor. Por lo general la autoridad monetaria no se limita solamente a observar una instrument rule en particular, aunque si sirve como marco de referencia sobre el cual evaluarán el desempeño de la política monetaria. Las targeting rules por el contrario sirven como un compromiso para la autoridad monetaria. A través de ella se asigna una loss function con el objetivo de ser minimizada en donde se especifica una variable objetivo y el nivel objetivo de esta. Esto implica una determinada función de reacción que será utilizada para fijar las variables endógenas. Se suelen incluir targeting rules intermedias que estén correlacionadas con el objetivo principal pero que sean más fáciles de controlar e inclusive de comunicar<sup>9</sup> [8].

En el caso de lo que conocemos como inflation targeting, Svensson plantea que puede ser interpretado como una targeting rule con una función de minimización de costos. Parte de la premisa de que el único objetivo de la política monetaria es mantener una tasa de inflación baja y estable. Bajo una política de inflation targeting, la autoridad monetaria primero estima y hace pública una tasa de inflación objetivo o "meta" hacia la cual intentará dirigir la inflación real, utilizando herramientas como cambios en la tasa de interés. Luego mediante la medición de la trayectoria futura de la inflación y comparando con respecto a la tasa de inflación objetivo define como deberá ajustar la política monetaria. De esta manera mediante el anuncio de una meta inflacionaria y mostrando cierto nivel de compromiso para alcanzarla se puede lograr una reducción o control de la inflación a través del manejo de las expectativas. En la práctica se aplica lo que se denomina como "inflation-forecasting targeting", una targeting rule intermedia que suele ser el pronóstico inflacionario de la autoridad monetaria. Es decir, la inflación esperada actúa como referencia para decidir sobre la política monetaria permitiendo ajustar el instrument rule antes de que exista una presión inflacionaria real. Por lo general el instrument rule suele ser la tasa de interés de referencia de la autoridad monetaria aunque no necesariamente deba ser esta. No se contempla ninguna regla explícita de cómo se debe fijar el instrument rule. Esto queda a criterio de la autoridad monetaria en base a lo que considere necesario para alcanzar la meta.

Existen algunas características de inflation targeting que resultan necesarias resaltar. El hecho de que el éxito de la política dependa del cumplimiento o no de la meta establecida hace que la credibilidad que debe tener la autoridad monetaria para coordinar las expectativas sea sumamente relevante. La transparencia del banco central es probablemente una de las características más descriptivas de inflation targeting. Svensson le da mucha importancia al grado de apertura de la información en el proceso de formación de expectativas. Cuanta mayor accountability tenga el banco, más confianza tendrá el sector privado en el cumplimiento de la meta. En esto además juega un papel esencial la relación que tenga el banco central con el gobierno. Lógicamente la autoridad monetaria no puede ser completamente

---

<sup>9</sup>Svensson, L. Inflation targeting as a monetary policy rule. Journal of Monetary Economics, 1999



independiente de la influencia del gobierno pero debe ser libre de elegir los instrumentos necesarios para lograr la tasa de inflación objetivo. Lo que no puede ocurrir es que exista una dominancia fiscal del gobierno por sobre la implementación de la política monetaria llevada a cabo por el banco central. Esto producirá un efecto negativo sobre el instrumento monetario utilizado relajando las metas previamente establecidas. En cuanto a la evidencia empírica relacionada con este asunto, Alesina and Summers (1993)<sup>10</sup> [9] sostienen que la independencia del Banco Central promueve la estabilidad de precios y menores tasas de inflación.

Por otro lado, es fundamental que la autoridad monetaria evite la utilización de la política monetaria con fin de lograr otros objetivos como pueden ser controlar el tipo de cambio nominal, aumentar el producto o reducir el desempleo. Por ejemplo, el tipo de cambio debe poder flotar al menos dentro de cierto parámetro. Esto permitirá hacer uso de los instrumentos monetarios sin restricciones en el plano cambiario. Alejarse de la premisa de la inflación como única meta de la política monetaria producirá una pérdida de confianza en cuanto al cumplimiento de la meta inflacionaria ya que no existirán garantías respecto a cuál indicador se priorizará a la hora de fijar el instrumento monetario. Esto nos indica que el contexto de la macroeconomía en un país que desee implementar inflation targeting debe estar estabilizado, de otra manera será difícil mantenerse enfocado solamente en el objetivo inflacionario.

Los primeros países en adoptar inflation targeting como política monetaria han sido Nueva Zelanda, Canadá, el Reino Unido, Finlandia, Suecia, Australia, entre otros<sup>11</sup> [10]. Algunos de estos países han elegido metas de inflación con rangos simétricos alrededor de un punto medio, mientras que otros han identificado solo una tasa objetivo o un límite superior a la inflación. Todos los países han establecido sus metas de inflación en un solo dígito bajo. La principal motivación de esta política resulta del consenso que existe en cuanto a que un índice inflacionario bajo y estable es una condición necesaria para alcanzar el crecimiento sostenido. Pero ¿por qué estos países han convergido hacia políticas de inflación targeting? El principal beneficio que brinda la utilización de esta política es la capacidad de atenuar shocks reales sin dejar de lado el objetivo inflacionario. La flexibilidad se logra gracias a independencia de la política monetaria respecto de los demás indicadores. Con un tipo de cambio nominal libre se controla el efecto de un shock negativo o positivo sobre la economía mediante una tasa de política monetaria activa que sea expansiva o contractiva según el caso. De esta manera usando el instrumento monetario podemos neutralizar los efectos sobre la inflación sin afectar otros indicadores. A diferencia de otros regímenes monetarios, el inflation targeting además refleja un compromiso con una política monetaria sistémica y racional. Otorga mayor previsibilidad logrando administrar las expectativas y reduciendo la incertidumbre, algo que resulta esencial para controlar la inflación.

---

<sup>10</sup>Alesina and Summers, Central Bank Independence and Macroeconomic Performance, Journal of Money, Credit and Banking, 1993

<sup>11</sup>Debelle et al, Inflation Targeting as a Framework for Monetary Policy, Working Paper IMF, 1998.

### 3 Mecanismos de Transmisión de Precios

Definimos pass-through como el proceso a través del cual una variación en el tipo de cambio nominal se traslada al nivel de precios local. En esto inciden factores macroeconómicos y cuestiones microeconómicas de las firmas <sup>12</sup> [1]. En general se descarta un coeficiente de traslado del ciento por ciento y se observan transmisiones parciales que varían en el corto y largo plazo. Se puede distinguir el efecto por la magnitud, velocidad y simetría del coeficiente. Por magnitud se entiende “a la proporción de la variación en el tipo de cambio que se traslada”, la velocidad se asocia con “la gradualidad con que se genera el traslado” y por último la simetría se vincula con “las características de la reacción de los precios ante la variación cambiaria”<sup>13</sup> [11]. Calvo and Reinhart (2000) hablan de un grado de pass-through superior para mercados emergentes como es el caso de los países de América Latina en análisis.

La devaluación de una moneda tiene efectos directos e indirectos sobre el nivel de precios local. Los efectos directos se dan a través del encarecimiento de los bienes importados ya sean en productos terminados destinados a consumo o en los insumos de productos locales que verán afectados su costo de producción. A través de los efectos indirectos existen tres canales de transmisión. Por los previos relativos aumentará la demanda de los bienes sustitutos locales por efecto sustitución debido a que el precio de los bienes importados se incrementó. Además como aumenta la demanda por los bienes exportables en el exterior ya que bajó su precio relativo, el precio local de estos bienes sube. Esto hace que tanto el precio de los bienes sustitutos locales como de los bienes exportables suba a la par de la devaluación incidiendo en los precios del consumidor local. Los precios activos también constituyen un canal de transmisión de precios. Ante un cambio en el tipo de cambio la demanda por el dinero local se podrá ver afectada más allá de los demás cambios en los precios de los bienes. Por ejemplo, ante una devaluación se reducirá la demanda de dinero lo que ante igual cantidad de oferta de dinero producirá un excedente. Este exceso de dinero genera más presión sobre el tipo de cambio aumentando aún más el nivel de precios. Lo mismo puede aplicarse a activos monetarios suscriptos en moneda local. Las expectativas forman otro canal mediante el cual se trasladará el efecto cambiario. El hecho de que la volatilidad cambiaria genere incertidumbre hace que el mercado se anticipe a futuros cambios. A través de este mecanismo se produce un mayor traspaso previendo más aumentos a futuro.

Como definimos previamente los efectos de un shock en el tipo de cambio impactan en el nivel de precios y por lo tanto en la inflación. Sin embargo, un aumento sobre el nivel de precios solamente será un efecto transitorio sobre la tasa de inflación. Luego a medida de que el shock se estabiliza en los precios relativos, la tasa de inflación volverá a su nivel previo a la devaluación. Debemos tener en cuenta que una devaluación continua podría tener efectos secundarios en especial sobre la expectativa inflacionaria lo que generará una suba en el largo plazo. La autoridad monetaria deberá entonces actuar distinguiendo los movimientos de precios transitorios de los permanentes. Si bien una reacción en la política monetaria ante

<sup>12</sup>Taylor, J. Low inflation, pass-through and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 2000

<sup>13</sup>Castiglione, El traspaso a precios de las depreciaciones cambiarias: una estimación VECM para el caso argentino (2005-2017, BCRA, 2017.

un shock en el tipo de cambio no resultaría útil debido a que existe un rezago considerable en cuanto a los resultados, si se debe tener en cuenta los efectos indirectos del pass-through sobre las demandas agregadas de dinero que inciden directamente en la conformación de una política monetaria. En este sentido, precisamente a lo que apunta inflation targeting mediante la coordinación de expectativas es cerrar los canales de transmisión indirectos evitando la especulación sobre la moneda local. Por lo que de ser efectivo el traspaso a precios ocurrirá únicamente o en su gran mayoría por los canales “físicos” o de costos.

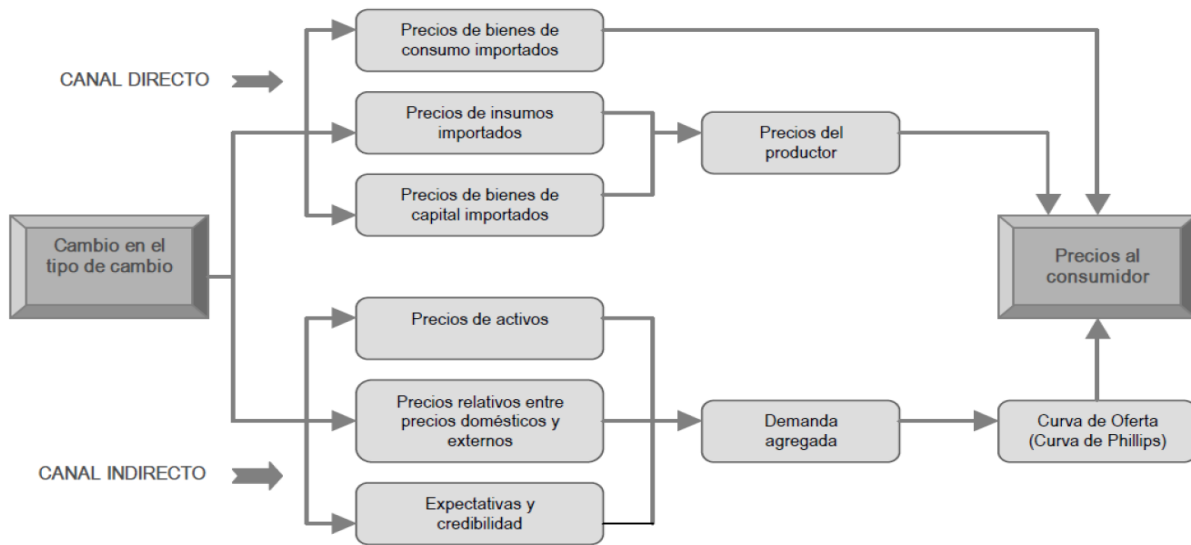


Figure 2: Canales de Transmision del Pass-Through

## 4 Motivación

### 4.1 Mexico

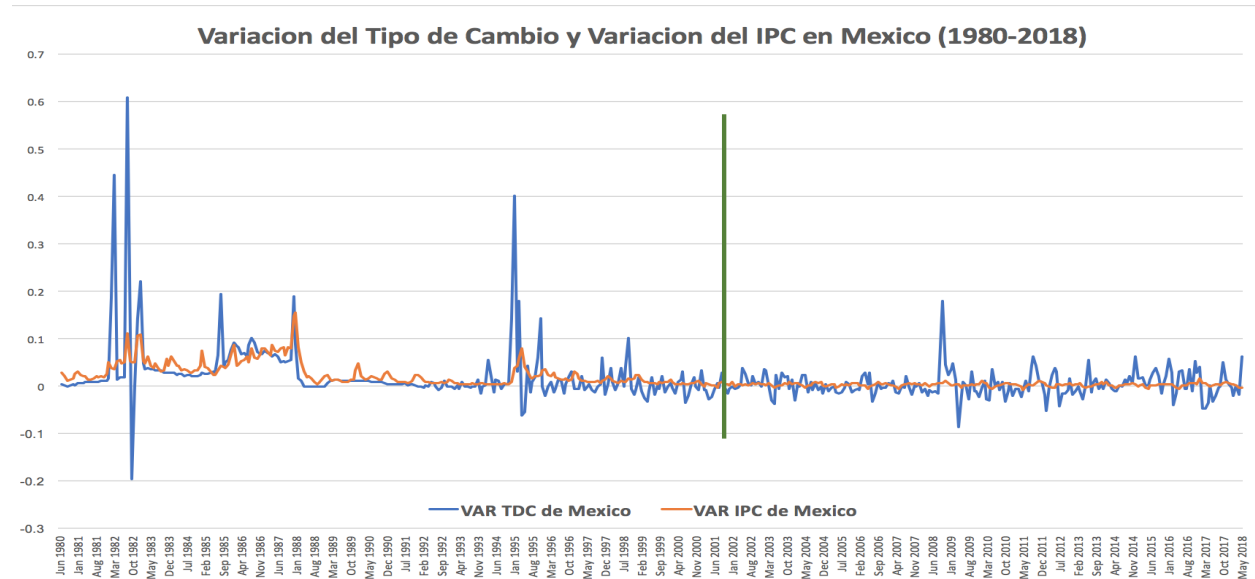


Figure 3: Variacion IPC vs TDC Mexico

Esta proyección de las observaciones para la variación del IPC y el tipo de cambio en México están divididas en dos periodos por una línea vertical en el medio de la muestra, esta división la da el inicio de la política inflation targeting. Para el período anterior a la aplicación de la política se puede observar una elevada correlación entre las variables en cuestión, de hecho en Mayo de 1983 un cambio en la variación del tipo de cambio próximo al 20% se traduce en un cambio del 10 % del IPC, y en Junio de 1987 cerca de un 20% en el tipo de cambio tuvo como consecuencia aproximadamente un 18% en el cambio del IPC. Esta tendencia empieza a desaparecer hacia finales de la década de los 90 cuando México comienza el cambio hacia el régimen de metas inflacionarias, todavía no es oficial, y para que esto ocurra tenemos que esperar hasta el 2001. A partir de este hecho las variaciones de estas dos variables pierden cualquier rastro de correlación. Si bien siguen existiendo picos de devaluación como es el caso del 2008 alrededor de del 20%, el IPC queda estático ante este cambio.

## 4.2 Peru

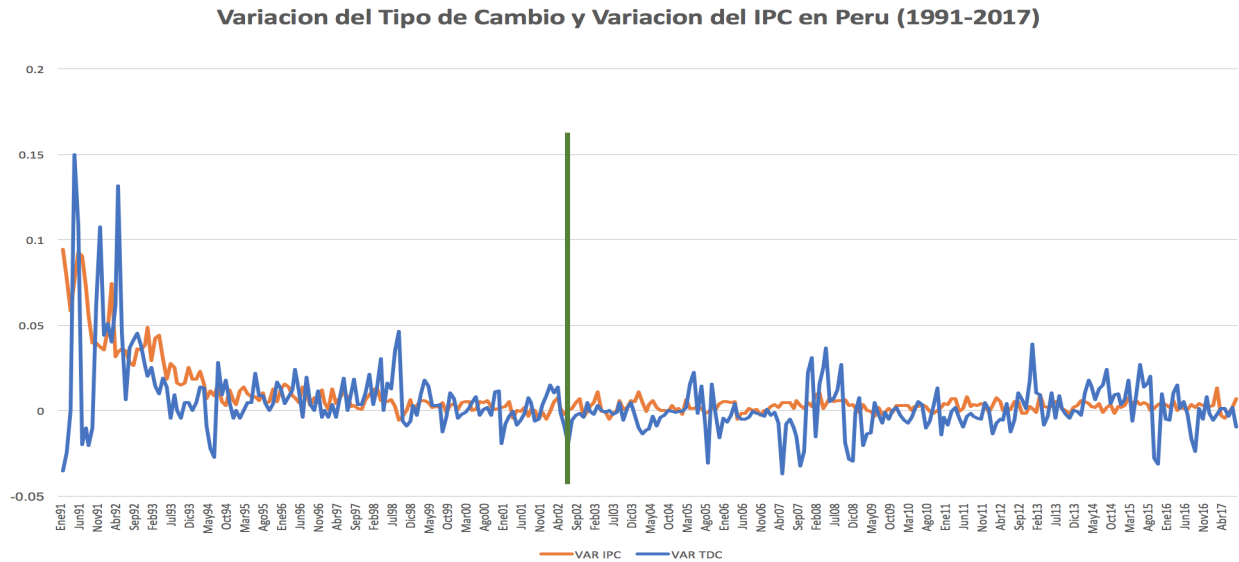


Figure 4: Variación IPC vs TDC Peru

Como todo país en América Latina, Perú comienza su gráfico con alta variación el tipo de cambio y una clara correlación entre ambas variables. Si prestamos atención al período de 1992-1994 podemos llegar hasta confundir las variables, los cambios se presentan en la misma magnitud. Para revertir esta situación a partir de 1994 el Banco central de Perú anuncio el objetivo de la política monetaria como un rango para la tasa de crecimiento del Índice de Precios al Consumidor, si bien para este momento no se podía hablar de un régimen de metas de inflación porque se intervenía en el Banco central, ya estaban puestos sus cimientos, y años más tarde en el 2002 señalizada en grafico por una línea verde vertical, se decide adoptar oficialmente el régimen de metas de inflación, reconociendo las grandes virtudes de este sistema. El período comprendido entre los años 2007-2008 fue un periodo de mucho cambio en la variación del tipo de cambio pero a diferencia del periodo 1992-1994 esta vez no se puede apreciar el mismo cambio en las variables,

### 4.3 Chile

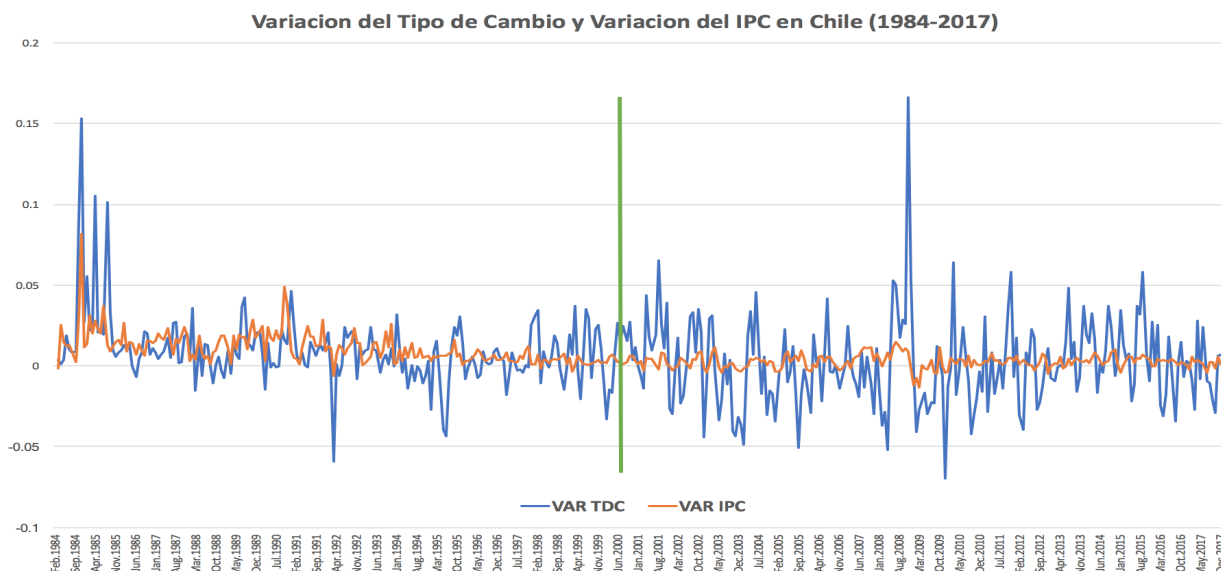


Figure 5: Variación IPC vs TDC Chile

Los datos graficados muestran una gran correlación entre la variación de tipo de cambio y la variación del IPC. Sobre todo, en los datos que comprenden de 1984 a 1991, donde Chile contaba con un régimen de tipo de cambio fijo, esto se puede apreciar con gran claridad en septiembre de 1984 donde aproximadamente un cambio del 15% en el tipo de cambio se traduce en 8% en el IPC. A partir de 1991 y en adelante vemos un cambio en el comportamiento de estas variables, a medida que avanzan en el tiempo cada vez acompañan menos. Esto se debe en gran medida que a partir del 1991 Chile comienza una etapa de transición de su política monetaria, abandona el tipo de cambio fijo y empieza a adoptar un régimen de metas inflacionarias muy primitivo e informal. Para 1999 (línea verde vertical en el gráfico) aparece su primera meta de inflación oficial y a partir de esta fecha en adelante se observa que la correlación entre las variables se pierde completamente, muy visible en Enero del 2009 donde hay una devaluación cercana al 15% repitiendo el mismo escenario encontrado en 1984 pero esta vez el cambio en el IPC con llega al 1%.

## 5 Modelo Econometrico

### 5.1 Procedimiento

En la búsqueda de estimar coeficientes de pass-through, en la literatura se tiende a usar modelos de vectores autorregresivos (VAR) pero ante la presencia de cointegración entre las variables endógenas, un modelo de corrección del error vectorial (VECM) es más oportuno. Esto se debe a que al haber variables cointegradas, se nos presenta la oportunidad de utilizar un modelo que calcula coeficientes de corto y largo plazo. Los modelos y tests planteados en este documento fueron modelados en Eviews. Para dicho análisis nos propusimos seguir la siguiente metodología con los datos extraídos de cada país a analizar:

- En principio para poder utilizar un modelo VECM necesitamos elegir la cantidad de "lags" a implementar dentro de nuestro modelo. Para esto, estimamos un modelo VAR y corremos una serie de tests para determinar el nivel óptimo de lags correspondientes al modelo subsiguiente. Entre los varios tests a analizar (Akaike, Schwartz, Hannan-Quinn, etc), tomamos aquellos cuyos lags, en su mayoría, coincidan.
- El segundo paso previo a correr un modelo VECM es determinar si las variables dentro del modelo son no estacionarias pero integradas en primer nivel. Esto significa que no sean estacionarias en niveles pero luego, al tomar las primeras diferencias se conviertan en estacionarias,  $I(1)$ . Para esto corremos el test de raíz unitaria "Augmented Dickey Fuller" para todas las variables, en principio para determinar no estacionariedad y luego para sus primeras diferencias.
- Una vez comprobada la integración para el mismo nivel de todas las variables,  $I(1)$ . Nos proponemos llevar a cabo un test de cointegración, en este caso se utilizó el Johansen Test of Cointegration con el nivel de intervalos de lag decidido en el primer caso.
- Habiendo confirmado los lags a utilizar, los niveles de integración de las variables y sus respectivos niveles de cointegración entre ellas podemos avanzar a implementar el modelo VCEM.
- De los resultados del VCEM provistos, tomamos solo aquel que toma como variable dependiente al IPC el cual es la variable que tenemos interés en analizar.
- Dentro del modelo provisto por el VCEM con el IPC como variable dependiente, ahora nos detenemos a analizar los coeficientes que explican el efecto a largo plazo. El análisis del efecto a corto plazo y variables específicas restantes se dejará para enfocarnos en el pass through de largo plazo. Para calcular el nivel de significancia de cada uno de los coeficientes para corto y largo plazo corremos el modelo seleccionado por OLS y ARMA. Además para calcular la significatividad de los coeficientes adjuntos a las variables restantes corremos un test de WALD para determinar si aquellas son o no iguales a 0.

- Luego de analizar cada coeficiente por separado terminamos corriendo una serie de tests de heterocedasticidad (Breusch-Pagan-Godfrey test), correlación serial, normalidad de residuos y analizamos el R cuadrado de la regresión para determinar cuan bien calculado esta el modelo.

## 5.2 Estimaciones de Pass Through

Según Alexander Mihailov [12] encontramos 3 formas de estimar el coeficiente de pass through. Los primeros trabajos empíricos estimaban las elasticidades de traspaso de manera uniecuacional y generalmente utilizando regresiones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). La gran debilidad de este método es no poder lidiar con la exogeneidad de los regresores.

A continuación, analizaremos los otros dos métodos.

## 5.3 Vector Autoregressive

Vector Autoregressive es un método estadístico utilizado ampliamente en para calcular el pass through en los países, los resultados obtenidos por el VAR son muy variados y dependen fuertemente de la situación económica y políticas propias de cada país. Los Vector autoregressive (VAR) son populares en el análisis económico porque son modelos simples y flexibles.

El modelo VAR es una combinación de varios modelos autoregresivos (AR), donde estos modelos forman un vector entre las variables y se afectan entre sí. El VAR básicamente es un enfoque de pronóstico cuantitativo generalmente aplicado a datos de series temporales multivariantes.

Este modelo describe la relación entre las observaciones de una variable particular en un tiempo, con sus propias observaciones en tiempos anteriores y también su asociación con observaciones de las otras variables en tiempos anteriores.

Hay dos supuestos importantes que deben considerarse para utilizar datos de series temporales para establecer un modelo VAR, (1) estacionariedad, (2) normalidad e independencia de los errores.

## 5.4 Vector Error Correction Model

VECM (Vector Error Correction Modeling) es uno de los modelos en series de tiempo multivariante. El modelo univariante más simple es ECM (Error Correction Modeling), una relación a largo plazo entre algunas variables no estacionarias en los datos originales. Gracias a esta cointegración se puede crear una condición de estacionariedad en el largo plazo a través de una combinación de variables lineales. Si el



análisis de cointegración es posible, se puede usar ECM. Si las pruebas llegan al análisis de ECM (relación a corto plazo), se encontrará con el Término de corrección de errores (ECT). Este se utiliza como un ajuste del estado de equilibrio (velocidad de ajuste) y es necesario que sea negativo para que tenga indecencia económica (convergente).

La fórmula de la ecuación de un VECM es la siguiente,

$$\Delta y_t = \alpha_1 + p_1 e_1 + \sum_{i=0}^n \beta_i \Delta y_{t-1} + \sum_{i=0}^n \delta_i \Delta x_{t-1} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \Delta z_{t-1}$$

$$\Delta x_t = \alpha_2 + p_2 e_{i-1} + \sum_{i=0}^n \beta_i \Delta y_{t-1} + \sum_{i=0}^n \delta_i \Delta x_{t-1} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \Delta z_{t-1}$$

Donde  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$  son constantes, y la variable  $z$  es un vector de variables exógenas.

Las series de tiempo para datos económicos son generalmente estocásticas o tienen una tendencia que no es estacionaria, lo que significa que los datos tienen una raíz unitaria. El VECM es una forma de VAR pero con una restricción dada por la existencia de datos no estacionarios pero cointegrados.

## 5.5 Elección VECM

En los modelos VAR asumimos que las series temporales utilizadas son estacionarias. Cuando esto no se cumple las regresiones entre variables pueden tener el problema de las correlaciones espurias. Modelos cuyas variables no estacionarias, pero que cumplen ciertas condiciones de cointegración, no son espurias.

Un modelo de vector de corrección del error (VEC) es un modelo VAR restringido, con restricciones de cointegración incluidas en su especificación, lo que permite ser utilizado en series que no son estacionarias, pero de las que se sabe que son cointegradas.

En particular, los modelos VEC presentan la ventaja de incorporar interacciones dinámicas de corto plazo entre las variables y relaciones de equilibrio a largo plazo contenidas en los niveles variables. Dado que tanto la dinámica como el grado de Exchange Rate Pass Through (ERPT) a largo plazo son de nuestro interés, para estudiar la efectividad del régimen de metas de inflación a la hora de lidiar con el ERPT, los modelos de VEC parecen ser más apropiados para realizar la estimación.

## 5.6 Elección de Variables

Varias series temporales fueron incluidas en los 4 modelos (2 para cada país). Seguiremos las recomendaciones de Andreas Bachmann [13] para la elección de las

variables. Dado que el objetivo principal es la estimación del pass through para los precios, todos los modelos contienen una serie temporal de tipo de cambio, y los precios al consumidor, además incluimos una variable que represente la política monetaria para tener en cuenta el impacto del shock del tipo de cambio en los precios, de esta manera vemos la reacción de la política monetaria ante el shock. Y finalmente agregamos un indicador económico como variable para justificar que el cambio en los precios al consumidor está explicado por el tipo de cambio y no por un aumento en la actividad económica. Finalmente, todos los modelos contienen una variable de salida real ya que la producción está interrelacionada con las tasas de cambio y los precios. Las fluctuaciones en los tipos de cambio tienen un impacto en el PBI, que a su vez afecta los precios. Por ejemplo, una gran conmoción de apreciación a la moneda nacional tiene un impacto directo en los precios al consumidor, ya que es probable que los precios de importación disminuyan.

## 6 Evidencia Empírica

### 6.1 Mexico

El análisis para México toma el periodo comprendido entre 1989 y 2009. En este lapso se pueden observar dos grandes depreciaciones, una con la crisis del Tequila en 1994 y luego otra durante la crisis financiera de 2008. Debido a que una ocurre previamente a la implementación de Inflation Targeting y otra posteriormente a esto nos permite comparar las implicancias de la política monetaria ante un shock en el tipo de cambio.

En 1994, el tipo de cambió paso de promediar 3.44 pesos por dólar en noviembre de ese año a 5.32 pesos por dólar el siguiente mes. Esto significó una abrupta devaluación del 54.65%. Para noviembre de 1995 el peso mexicano habría sufrido una pérdida de su valor en un 121.80% respecto al mismo periodo del año anterior.

En 1994, el tipo de cambió paso de promediar 3.44 pesos por dólar en noviembre de ese año a 5.32 pesos por dólar el siguiente mes. Esto significó una abrupta devaluación del 54.65%. Para noviembre de 1995 el peso mexicano habría sufrido una pérdida de su valor en un 121.80% respecto al mismo periodo del año anterior.

En 2008 el tipo de cambio paso de promediar 10.79 en septiembre a 12.91 en octubre, es decir una devaluación del 19.64%. Luego en marzo de 2009 alcanzó el peso mexicano al máximo local con un valor de 14.33, acumulando un 32.08% de devaluación en seis meses para luego continuar un proceso de apreciación en los siguientes años.

#### 6.1.1 Antes de Inflation Targeting

Para México antes de IT, con el test de Dickey Fuller encontramos que todas las variables son I(1) y el error del modelo estimado por OLS es I(0). Estimamos un modelo con 3 lags y 3 variables dummies de intervención en Enero de 1995, Diciembre de 1996 y Enero de 1999. Al realizar el cointegration test encontramos que los dos test nos recomendaban 1 ecuación de cointegración, proseguimos a estimar el modelo con tendencia en la CE dado que esta era significativa.<sup>14</sup>

Table 1: Cointegration Equation Mexico antes de IT

LIPC	LTDC	LTDI	LIGAE	TREND	C
1	-0.669897	0.874233	4.603764	-0.01965	-21.04914
	(0.1327)	(0.49551)	(0.93985)	(0.00393)	
	[-5.04803]	[1.7643]	[4.89839]	[-5.00257]	

<sup>14</sup>Error Estandar en () y t-statistic en []

Table 2: Loading Matrix Mexico antes de IT

CE	DLIPC	DTDC	DTDI	DLIGAE
	-0.01327	-0.085346	-0.049424	-0.123429
St. Error	(0.00393)	(0.03867)	(0.035)	(0.02473)
T-statistic	[-3.3807]	[-2.20676]	[-1.41224]	[-4.99111]

Encontramos un ERPT de aproximadamente 67% con una velocidad de ajuste del 1,3% por periodo. Nos llama la atención lo mucho que el indicador económico afecta al IPC y que sus signos se oponen. En la loading matrix, el ponderador de dicho indicador diverge del equilibrio (dado que su signo es positivo y significativo). En Beirne, J. & Bijsterboch, M. (2009)<sup>15</sup> [14], encuentran el mismo resultado y aun así continúan con su análisis. No descartamos un posible error nuestro al computar las tasas.

Luego de analizado los resultados, procedemos a realizar los test de normalidad, correlación serial y heterocedasticidad de los errores. Nuestro modelo supera los 2 test, fallando en el de normalidad. Analizando en detalle encontramos que el problema viene por un exceso de curtosis, decidimos seguir con nuestro análisis ya que autores como Gonzalo (1994)<sup>16</sup> [15] y Cheung, Y., & Lai, K. (1993)<sup>17</sup> [16] demuestran que el estadístico de la traza sigue siendo robusto en presencia de este problema. Además, encontramos que no hay evidencia de quiebre estructural.

### 6.1.2 Aplicando Inflation Targeting

Luego de aplicado el régimen, con el test de Dickey Fuller encontramos que todas las variables son I(1) (el IPC lo es al 10% de significatividad) y el error del modelo estimado por OLS es I(0). Estimamos un modelo con 15 lags y 2 variables dummies de intervención en Enero 2014 y Enero de 2016. Al realizar el cointegration test encontramos que los dos test nos recomendaban 1 ecuación de cointegración, proseguimos a estimar el modelo sin tendencia en la CE.<sup>18</sup>

<sup>15</sup>Beirne, J., & Bijsterboch, M. (2009). Exchange Rate Pass-Through in Central and Eastern European Member States. European Central Bank Working Paper Series, No 1120.

<sup>16</sup>Gonzalo, J. (1994). Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. *Journal of Econometrics*, 60(1/2), 203-33.

<sup>17</sup>Cheung, Y., & Lai, K. (1993). Finite Sample Sizes of Johansen's Likelihood ratio tests for cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55(3), 313-28.

<sup>18</sup>Error Estandar en () y t-statistic en []

Table 3: Cointegration Equation Mexico luego de implementar IT

<b>LIPC</b>	<b>LTDC</b>	<b>LTDI</b>	<b>LIGAE</b>	<b>C</b>
1	-0.20404	1.5255	-1.6963	3.56055
	(0.0649)	(0.5016)	(0.13042)	
	[-2.7243]	[3.0414]	[-13.0067]	

Table 4: Loading Matrix Mexico luego de implementar IT

<b>CE</b>	<b>DLIPC</b>	<b>DTDC</b>	<b>DTDI</b>	<b>DLIGAE</b>
	-0.01371	-0.17064	-0.025648	0.163557
St. Error	(0.00561)	(0.07426)	(0.00942)	(0.04601)
T-statistic	[-2.44328]	[-2.298]	[-2.72188]	[3.55483]

Encontramos un ERPT de aproximadamente 20% con una velocidad de ajuste del 1,3% por periodo. Nos llama la atención lo mucho (no sus signos) que el indicador económico y la tasa de interes afecta al IPC, parecería que en el largo plazo la curva de Philips juega un rol importante. En la loading matrix, el ponderador de dicho indicador diverge del equilibrio (dado que su signo es positivo y significativo). Como ya dijimos, en Beirne & Bijsterboch (2009)<sup>19</sup> [14], encuentran el mismo resultado y aun así continúan con su análisis. No descartamos un posible error nuestro al computar las tasas.

## 6.2 Peru

En el comienzo de la década de 1990 Peru sufrió una hiperinflación que recién logró estabilizarse en 1993. Luego durante 1998, en el marco de la crisis rusa y con la perdida de confianza en los mercados emergentes, la moneda peruana se devaluó en un 18.31% con el tipo de cambió pasando de 2.74 a 3.24 pesos por dólar. En 2002 se implementa Inflation Targeting como política monetaria ocurre una leve depreciación para luego volver a los niveles previos. Posterior a este cambio se observa una devaluación significativa con la crisis financiera internacional de 2008 en donde el tipo de cambio paso de promediar 2.84 en julio hasta alcanzar el máximo local de 3.23 en febrero de 2009. Esto significó una devaluación del 13.61%. Luego en marzo de 2009 alcanzó el peso mexicano alcanzo el máximo local con un valor de 14.33, acumulando un 32.08% de devaluación en seis meses para luego continuar un proceso de apreciación en los siguientes años. Se observaron pequeñas devaluaciones en 2005 y 2013.

<sup>19</sup>Beirne, J., & Bijsterboch, M. (2009). Exchange Rate Pass-Through in Central and Eastern European Member States. European Central Bank Working Paper Series, No 1120.

Analizamos la relación entre la volatilidad del tipo de cambio y la inflación para el mismo mes durante el periodo seleccionado para cada país. Podemos observar como en el periodo previo a la implementación de inflation targeting existe mayor dispersión de las muestras, con una correlación positiva entre volatilidad del tipo de cambio e inflación. Mientras que con la implementación de la nueva política monetaria se concentran los datos y la relación entre ambas variables pasa a ser casi constante. Esto también nos muestra que la volatilidad del tipo de cambio con IT es mucho más acotada que antes. Lo mismo pasa con la inflación.

### 6.2.1 Antes de Inflation Targeting

Para Peru antes de IT, con el test de Dickey Fuller encontramos que todas las variables son I(1) y el error del modelo estimado por OLS es I(0). Estimamos un modelo con 6 lags y 2 variables dummies de intervención en febrero de 1998 y marzo de 2001. Al realizar el cointegration test encontramos que uno de los dos test nos recomendaba 1 ecuación de cointegración, proseguimos a estimar el modelo sin tendencia en el CE.<sup>20</sup>

Table 5: Cointegration Equation Peru antes de IT

LIPC	LTDC	LTDI	LIE	C
1	-0.32762	0.755178	-1.19972	1.690534
	(0.04334)	(0.19579)	(0.102)	
	[-7.55955]	[3.8571]	[-11.7625]	

Table 6: Loading Matrix Peru antes de IT

CE	DLIPC	DTDC	DTDI	DLIE
	-0.090254	0.132979	-0.392807	0.147566
St. Error	(0.02724)	(0.08326)	(0.16859)	(0.13456)
T-statistic	[-3.31339]	[1.59708]	[-2.32989]	[1.09667]

Encontramos un ERPT de aproximadamente 33% con una velocidad de ajuste del 9% por periodo. Nos llama la atención lo mucho que el indicador económico afecta al IPC, quizás sea un error que cometimos al computar las tasas. En la loading matrix, los ponderadores de dicho indicador y el del tipo de cambio parecerían no ajustar en el largo plazo, dado que sus ponderador no son significativos, por ende, podemos sospechar la presencia de exogeneidad débil en ambas variables. Luego de analizado los resultados, procedimos a realizar los test de normalidad, correlación serial y heterocedasticidad de los errores. Nuestro modelo supera los 3 test, por ende, podemos decir que está bien especificado. Además, no hay evidencia de quiebre estructural.

<sup>20</sup>Error Estandar en () y t-statistic en []

### 6.2.2 Aplicando Inflation Targeting

Para Peru luego de aplicado IT, con los tests de Dickey Fuller encontramos que todas las variables son  $I(1)$  y el error estimado por OLS es  $I(0)$ . Estimamos un modelo con 2 lags y 3 dummies de intervención en Marzo de 2002, Mayo de 2005 y Marzo de 2016. Al realizar el cointegration test encontramos que uno de los dos test nos recomendaba 1 ecuación de cointegración, proseguimos a estimar el modelo sin tendencia en el CE.<sup>21</sup>

Table 7: Cointegration Equation Peru luego de implementar IT

<b>LIPC</b>	<b>LTDC</b>	<b>LTDI</b>	<b>LIE</b>	<b>C</b>
1	-0.24781	1.157266	-0.535434	-1.548948
	(0.0349)	(0.31667)	(0.01274)	
	[-7.09975]	[3.65445]	[-42.033]	

Table 8: Loading Matrix Peru luego de implementar IT

<b>CE</b>	<b>DLIPC</b>	<b>DTDC</b>	<b>DTDI</b>	<b>DLIE</b>
	-0.039485	0.063452	-0.22978	-0.091628
St. Error	(0.01308)	(0.05358)	(0.00609)	(0.04927)
T-statistic	[-3.01942]	[1.18419]	[-3.77044]	[-1.85957]

Encontramos un ERPT de aproximadamente 24% con una velocidad de ajuste del 4% por periodo. Nos llama la atención lo mucho que la tasa de interés afecta al IPC, quizás sea un error que cometimos al computar las tasas. Nuevamente en la loading matrix, el ponderador del tipo de cambio parecería no ajustar en el largo plazo, dado que su ponderador no es significativo, por ende, podemos sospechar la presencia de exogeneidad débil en dicha variable.

Luego de analizado los resultados, procedemos a realizar los test de normalidad, correlación serial y heterocedasticidad de los errores. Nuestro modelo supera los 3 test, por ende, podemos decir que está bien especificado. Además, encontramos que no hay evidencia de quiebre estructural.

### 6.3 Chile

Desde comienzos de 1930 hasta Septiembre de 1990, en un contexto de mercados regulados e intervenidos, Chile atravesó periodos inflacionarios altos y volátiles. La tasa de inflación promedio anual llego a 45%. La inflación se volvió un tema central particularmente

<sup>21</sup>Error Estandar en () y t-statistic en []

a principios y mediados de la década de 1970 cuando entre 1972 y 1976, promedió un 312,5% anual. Luego de la toma del poder del gobierno militar, en 1975 se implementó una firme disciplina fiscal y monetaria. Sin embargo, se tardó cuatro años en conseguir una tasa de inflación de un dígito, pero sólo por un período de tiempo breve, para luego crecer de nuevo a cifras del orden de 20% anual hasta 1989, cuando el Banco Central adquirió autonomía. El foco principal del Banco Central era reducir la inflación, para lo cual implementó un régimen monetario similar al de metas de inflación combinado con un sistema de bandas para el tipo de cambio nominal. Desde 1999, la política monetaria en Chile ha estado definida por la coexistencia de un esquema de metas de inflación, abandono de la banda cambiaria resultando en un de cambio flotante. El sistema de metas de inflación que existe actualmente en Chile contribuyó a reducir en la inflación desde niveles de casi un 30% anual, a comienzos de la década de los noventa, a valores cerca del 3%.

### 6.3.1 Antes de Inflation Targeting

Para Chile antes de IT, con el test de Dickey Fuller encontramos que todas las variables son I(1), salvo para la tasa de interés que la asumiremos como tal, y el error del modelo estimado por OLS es I(0). Estimamos un modelo con 3 lags y sin variables dummies de intervención. Al realizar el cointegration test encontramos que los dos test nos recomendaban 1 ecuación de cointegración, proseguimos a estimar el modelo con tendencia en la CE dado que esta era significativa.

Encontramos un ERPT de aproximadamente 57% con una velocidad de ajuste del 11% por periodo. Nos llama la atención lo mucho que el indicador económico y la tasa de interés (también nos preocupa su signo) afectan al IPC, parecería que en el largo plazo la curva de Philips juega un rol importante. En la loading matrix, el ponderador de dicho indicador diverge del equilibrio (dado que su signo es positivo y significativo). Justificamos esto con Beirne & Bijsterboch (2009) <sup>22</sup> [14]. No descartamos un posible error nuestro al computar las tasas.

Luego de analizado los resultados, procedemos a realizar los test de normalidad, correlación serial y heterocedasticidad de los errores. Nuestro modelo supera los 3 test, por ende está bien especificado el modelo. Además, encontramos que no hay evidencia de quiebre estructural.

23

---

<sup>22</sup>Beirne, J., & Bijsterboch, M. (2009). Exchange Rate Pass-Through in Central and Eastern European Member States. European Central Bank Working Paper Series, No 1120.

<sup>23</sup>Error Estandar en () y t-statistic en []



Table 9: Cointegration Equation Chile antes de IT

<b>LIPC</b>	<b>LTDC</b>	<b>LTDI</b>	<b>LIMACEC</b>	<b>TREND</b>	<b>C</b>
1	-0.569439	-1.266283	-1.470141	0.002141	7.061996
	(0.05687)	(0.33315)	(0.09553)	(0.0005)	
	[-10.0123]	[-3.80009]	[-15.3893]	[4.2774]	

Table 10: Loading Matrix Chile antes de IT

<b>CE</b>	<b>DLIPC</b>	<b>DTDC</b>	<b>DTD</b>	<b>DLIMACEC</b>
	-0.117278	0.107083	0.061416	0.766393
St. Error	(0.03675)	(0.11203)	(0.09421)	(0.151611)
T-statistic	[-3.19165]	[0.95588]	[0.65187]	[4.90939]

### 6.3.2 Aplicando Inflation Targeting

Luego de aplicado el régimen, con el test de Dickey Fuller encontramos que todas las variables son I(1) salvo el indicador económico que lo asumiermos como tal y el error del modelo estimado por OLS es I(0). Estimamos un modelo con 5 lags y 2 variables dummies de intervención en Diciembre 2008 y Septiembre de 2009. Al realizar el cointegration test encontramos que los uno de los dos test nos recomendaban 1 ecuación de cointegración, proseguimos a estimar el modelo sin tendencia en la CE. <sup>24</sup>

Table 11: Cointegration Equation Chile luego de implementar IT

<b>LIPC</b>	<b>LTDC</b>	<b>LTDI</b>	<b>LIMACEC</b>	<b>C</b>
1	-0.275531	-2.745533	-0.871486	1.123492
	(0.08039)	(0.76767)	(0.04333)	
	[-3.42737]	[-3.57644]	[-20.1143]	

Encontramos un ERPT de aproximadamente 27% con una velocidad de ajuste del 1,1% por periodo. Nos llama la atención lo mucho que la tasa de interés afecta al IPC, y también su signo (aumentos en la tasa, aumentan la inflación). En la loading matrix, el ponderador del indicador económico y de la tasa de interes diverge del equilibrio (dado que su signo es positivo y significativo). Como ya dijimos, en Beirne & Bijsterboch (2009) <sup>25</sup> [14]., encuentran

<sup>24</sup>Error Estandar en () y t-statistic en []

<sup>25</sup>Beirne, J., & Bijsterboch, M. (2009). Exchange Rate Pass-Through in Central and Eastern European Member States. European Central Bank Working Paper Series, No 1120.

Table 12: Loading Matrix Chile luego de implementar IT

<b>CE</b>	<b>DLIPC</b>	<b>DTDC</b>	<b>DTDI</b>	<b>DLIMACEC</b>
	-0.011354	-0.008352	0.012111	0.206013
St. Error	(0.00532)	(0.04014)	(0.00454)	(0.07041)
T-statistic	[-2.13512]	[-0.20808]	[2.66792]	[2.92609]

el mismo resultado y aun así continúan con su análisis. No descartamos un posible error nuestro al computar ambas tasas. Además, el tipo de cambio no ajustaría en el largo plazo por lo que podríamos pensar que la variable presente exogeneidad débil.

Luego de analizado los resultados, procedemos a realizar los test de normalidad, correlación serial y heterocedasticidad de los errores. Nuestro modelo supera los 3 test, por lo que decimos que está bien especificado. Además, encontramos que no hay evidencia de quiebre estructural.

## 7 Conclusion

### 7.1 Conclusión Econometrica

Los regímenes de inflation targeting mantienen como ventaja una mayor autonomía en la política monetaria que regímenes anteriores, y además cuentan con el tributo que el tipo de cambio funcione como amortiguador ante shocks externos.

Los resultados muestran que ante shocks en el tipo de cambio, no se ven tan reflejados como antes en la tasa de inflación, es decir, nos encontramos ante un pass through más bajo. Este resultado es útil cuando los shocks en el tipo de cambio son producidos por movimientos en los fundamentals, por ejemplo cambios en los términos de intercambio o cambios en la tasa real de interés internacional. Recordemos la discusión sobre los canales por los cuales los shocks pueden influir en la inflación, contábamos con la existencia de canales con efectos directos e indirectos, uno esperaría que el régimen de inflation targeting controle algunos de estos mecanismos; sobre todo los indirectos, los que son vía precio activos, expectativas y credibilidad, y relación de precios domésticos-externos. Queda demostrada la capacidad de este régimen de sufrir shocks reales sin dejar de lado el objetivo inflacionario, nuevamente debido a la independencia de la volatilidad cambiaria y la inflación permitiendo que el tipo de cambio de ajuste sin el pass through.

En un primer simple análisis llegamos a que tanto antes como después de la aplicación de la política hubo periodos donde hubo cambios fuertes en la inflación, pero solo antes se ven correlacionadas con el tipo de cambio, pareciera ser que la dinámica de correlación entre el IPC y el tipo de cambio cambia a partir de inflation targeting, pasando de estar muy relacionadas a tener una dinámica distinta. Pero esto no es más una sencilla lectura de gráficos por lo que precisábamos de un enfoque más científico el cual logramos mediante un VECM, logrando capturar satisfactoriamente la relación a largo plazo de nuestras variables económicas.

En los tres países logramos apreciar una baja en el coeficiente de pass through, más notable para Chile y México que para Perú. Como mencionamos antes, esperábamos que el régimen de inflation targeting disminuya el efecto de los canales indirectos. Aquí podemos resaltar que el grado de disminución del ERPT para México y Chile probablemente explique que estas economías sufrían mucho de los ya mencionados canales indirectos, mientras que el Pass Through de Perú se explicaría más por una cuestión de costos (canales directos). Para los periodos post IT obtuvimos un ERPT de entre un 20% y un 25%, lo cual debería estar explicado por los costos en dólares de las firmas (insumos importados).

Con respecto a la velocidad de ajuste, tanto en Chile como en Perú se redujo notablemente mientras que en México se mantuvo igual. Se podría argumentar que esta reducción se debe a los canales indirectos relacionados a las expectativas de los individuos, ya que antes de la aplicación del régimen monetario, ante una suba del dólar, los individuos se desesperaban por conseguir por comprar dólares (por ende, la convergencia del ERPT era rápida). Una vez aplicado el régimen, el ERPT debería explicarse por los mecanismos directos asociados a las firmas, por ende, la velocidad de ajuste se produciría en un periodo más largo de tiempo por el hecho de que estamos hablando de cambios en la estructura de costos de las firmas.

## 7.2 Conclusión para América Latina e implicancias para la Argentina

El proceso de inflation targeting fue lento en América Latina, a veces no se llegaban a cumplir las metas, al principio los países no usaron solo la tasa de interés, también contaron con el uso de agregados monetarios e intervinieron en el mercado cambiario cuando la situación se salía de control. La aplicación de la política requiere condiciones importantes, independencia del banco central, un déficit fiscal no excesivo, cuentas corrientes relativamente sanas, entre otras. Aun contando con estos requerimientos los países lo adoptaron de una forma más gradual, Argentina entró con una elevada inflación, un elevado déficit y un componente de shock de costos (suba en tarifas) metiendo ruido en la inflación. Esto generó una baja en la credibilidad del banco central. Una crítica constructiva; se pudo haber empezado con este régimen más adelante, o tener un régimen de objetivo de inflación más “informal” como el caso de Chile (1991), en un principio interviniendo si el tipo de cambio se dispara, o controlando agregados monetarios. Porque según lo estudiado los países fueron convergiendo a inflation targeting a medida que la inflación era más baja y controlaban el déficit fiscal, en un contexto de estabilización macro. Países con alto déficit fiscal 20-30% no pueden meterse en inflation targeting sin antes resolver sus problemas fiscales<sup>26</sup>.

---

<sup>26</sup>Savastano Miguel

## References

- [1] J. Taylor, “Low inflation, pass-through and the pricing power of firms. european economic review, 44, 1389-1408.” (2000).
- [2] Pazos, “Chronic inflation in latin america,” 1972.
- [3] G. A. Calvo, “Capital markets and the exchange rate with special reference to the dollarization debate in latin america,” *University of Maryland*, Octubre 1999.
- [4] IMF, “World economic outlook database.”
- [5] S. et Al, “Stabilization and reform in latin america,” IMF, 2005.
- [6] E. et al., 1998.
- [7] B. of England, “Bank of england.”
- [8] S. L., “Inflation targeting as a monetary policy rule,” 1998.
- [9] Alesina and Summers, “Central bank independence and macroeconomic performance,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 1993.
- [10] D. et al, “Inflation targeting as a framework for monetary policy, working paper imf, 1998.”
- [11] B. Castiglione, “El traspaso a precios de las depreciaciones cambiarias: una estimación vecm para el caso argentino (2005-2017),” Octubre 2017.
- [12] A. Mihailov, “Exchange rate pass-through to prices in macrodata: a comparative sensitivity analysis,” *International Journal of Finance and Economics*, 14 (4), 346-377., 2009.
- [13] A. Bachmann, “Exchange rate pass through to various price indices: empirical estimation using vector error correction models,” *Discussion Papers, Universität Bern.*, (2012).
- [14] . B. M. Beirne, J., “Exchange rate pass-through in central and eastern european member states. european central bank working paper series, no 1120.” (2009).
- [15] J. Gonzalo, “Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships.” *Journal of Econometrics*, 60(1/2), 203-33., 1994.
- [16] . L. K. Cheung, Y., “Finite sample sizes of johansen’s likelihood ratio tests for cointegration,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55(3), 313-28., 1993.
- [17] S. Miller, “Estimación del pass-through del tipo de cambio a precios: 1995-2002. revista estudios económicos, 10.” 2003.

- [18] E. Parrado, “Inflation targeting and exchange rate rules in an open economy,” *International Monetary Fund Working Papers*, 2004.
- [19] L. Savoie-Chabot and M. Khan, “Exchange rate pass through to consumer prices: Theory and recent evidence, bank of canada discussion paper 2015-9,” 2015.
- [20] L. E. Svanson, “Monetary policy and inflation targeting, nber reporter winter 1997/98, 5-8.”
- [21] ———, “Inflation targeting as a monetary policy rule, seminar papers no. 646 of the institute for international economic studies at stockholm university,” 1998.
- [22] M. e. a. CaZorzi, “Exchange rate pass through in emerging markets,” *European Central Bank Working Paper Series N° 739*, 2007.
- [23] Catao and Terrones, “Fiscal deficits and inflation,” *IMF*, Abril 2003.
- [24] J. Cottani and E. Oliveros-Rosen, “Inflation targeting in latin america, what have we learned? , s&p global ratings,” 2016.
- [25] D. Hendry and K. Juselius, “Explaining cointegration analysis: Part ii.” 2001.
- [26] B. M. Friedman and M. Woodford, “Monetary econometrics volume 3b,” 2010.
- [27] N. Mwase, “An empirical investigation of the exchange rate pass-through to inflation in tanzania.”

## 8 Apendice

### Base de datos:

- ◇ [datos.bancomundial.org](http://datos.bancomundial.org)
- ◇ [data.imf.org](http://data.imf.org)
- ◇ [fred.stlouisfed.org](http://fred.stlouisfed.org)
- ◇ [www3.bcb.gov.br](http://www3.bcb.gov.br), Banco Central de Brasil
- ◇ [si3.bcentral.cl](http://si3.bcentral.cl), Banco Central de Chile
- ◇ Banco de la República, Colombia
- ◇ INEGI. Sistema de Cuentas Nacionales de México.
- ◇ [estadisticas.bcrp.gob.pe](http://estadisticas.bcrp.gob.pe), Banco Central de Peru
- ◇ <https://es.statista.com/estadisticas>

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.488306	Prob. F(12,44)	0.9107
Obs*R-squared	12.45747	Prob. Chi-Square(12)	0.4097

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.850687	Prob. F(52,53)	0.7196
Obs*R-squared	48.22288	Prob. Chi-Square(52)	0.6232
Scaled explained SS	12.44197	Prob. Chi-Square(52)	1.0000

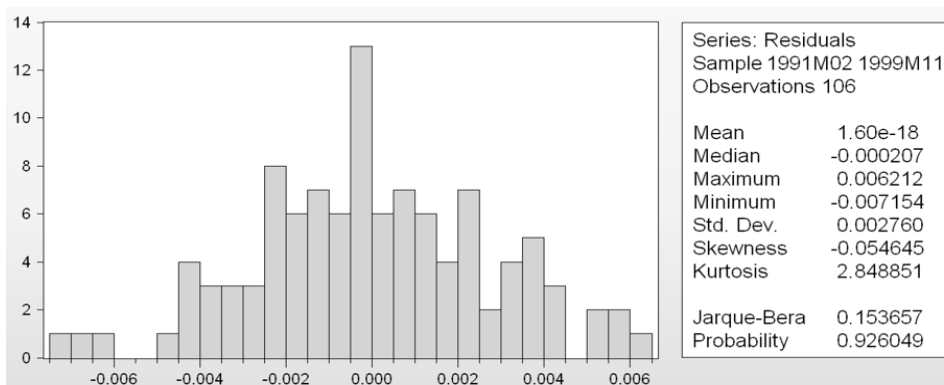


Figure 6: Test de los residuos VECM Chile antes de IT

Date: 08/02/18 Time: 09:54  
Sample (adjusted): 1991M02 1999M11  
Included observations: 106 after adjustments  
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)  
Series: LIPC LIMACEC2 LTDI2 LTDC  
Lags interval (in first differences): 1 to 12

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.422145	93.12596	63.87610	0.0000
At most 1	0.167891	34.99211	42.91525	0.2454
At most 2	0.086182	15.51018	25.87211	0.5324
At most 3	0.054648	5.957035	12.51798	0.4658

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

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.422145	58.13385	32.11832	0.0000
At most 1	0.167891	19.48193	25.82321	0.2741
At most 2	0.086182	9.553147	19.38704	0.6665
At most 3	0.054648	5.957035	12.51798	0.4658

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Figure 7: Cointegration Test VECM Chile antes de IT

Vector Error Correction Estimates  
 Date: 08/02/18 Time: 09:54  
 Sample (adjusted): 1991M02 1999M11  
 Included observations: 106 after adjustments  
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
LIPC(-1)	1.000000
LIMACEC2(-1)	-1.470141 (0.09553) [-15.3893]
LTDI2(-1)	-1.266283 (0.33315) [-3.80090]
LTDC(-1)	-0.569439 (0.05687) [-10.0123]
@TREND(86M01)	0.002141 (0.00050) [ 4.27740]
C	7.061996

Error Correction:	D(LIPC)	D(LIMACEC2)	D(LTDI2)	D(LTDC)
CointEq1	-0.117278 (0.03675) [-3.19165]	0.766393 (0.15611) [ 4.90939]	0.061416 (0.09421) [ 0.65187]	0.107083 (0.11203) [ 0.95588]

Figure 8: VECM Chile antes de IT

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.089896	Prob. F(5,186)	0.3674
Obs*R-squared	6.119828	Prob. Chi-Square(5)	0.2947

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.767373	Prob. F(26,188)	0.7845
Obs*R-squared	20.62795	Prob. Chi-Square(26)	0.7609
Scaled explained SS	19.83948	Prob. Chi-Square(26)	0.7991

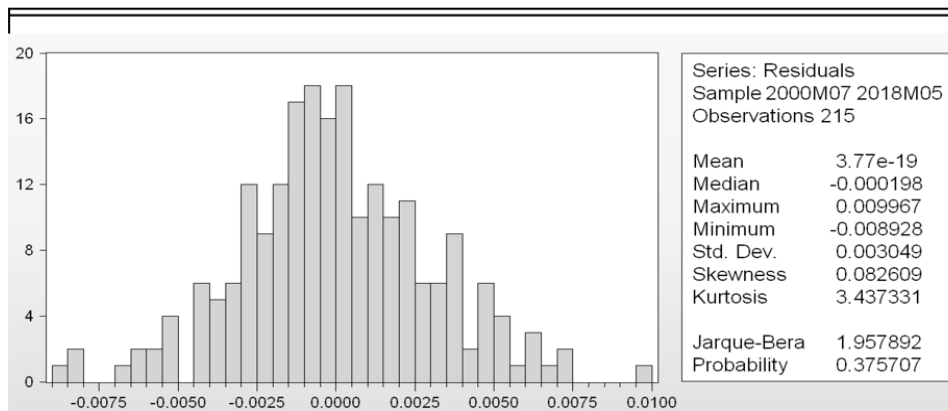


Figure 9: Test de los residuos VECM Chile durante IT



Date: 08/02/18 Time: 09:57  
 Sample (adjusted): 2000M07 2018M04  
 Included observations: 214 after adjustments  
 Trend assumption: Linear deterministic trend  
 Series: LIPC LIMACEC LTDI2 LTDC  
 Exogenous series: DUMMY09 DUMMY08  
 Warning: Critical values assume no exogenous series  
 Lags interval (in first differences): 1 to 5

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.110135	54.12052	47.85613	0.0115
At most 1	0.102068	29.14978	29.79707	0.0592
At most 2	0.026432	6.110263	15.49471	0.6825
At most 3	0.001764	0.377774	3.841466	0.5388

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
 \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.110135	24.97075	27.58434	0.1042
At most 1 *	0.102068	23.03951	21.13162	0.0266
At most 2	0.026432	5.732488	14.26460	0.6478
At most 3	0.001764	0.377774	3.841466	0.5388

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level  
 \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Figure 10: Cointegration Test VECM Chile durante IT

Vector Error Correction Estimates

Date: 08/02/18 Time: 09:57  
 Sample (adjusted): 2000M07 2018M04  
 Included observations: 214 after adjustments  
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1			
LIPC(-1)	1.000000			
LIMACEC(-1)	-0.871486	(0.04333)		[-20.1143]
LTDI2(-1)	-2.745533	(0.76767)		[-3.57644]
LTDC(-1)	-0.275531	(0.08039)		[-3.42737]
C	1.123492			
Error Correction:	D(LIPC)	D(LIMACEC)	D(LTDI2)	D(LTDC)
CointEq1	-0.011354	0.206013	0.012111	-0.008352
	(0.00532)	(0.07041)	(0.00454)	(0.04014)
	[-2.13512]	[ 2.92609]	[ 2.66792]	[-0.20808]

Figure 11: VECM Chile durante de IT

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.297167	Prob. F(3,72)	0.8273
Obs*R-squared	1.125207	Prob. Chi-Square(3)	0.7710

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.924432	Prob. F(19,72)	0.5562
Obs*R-squared	18.04189	Prob. Chi-Square(19)	0.5196
Scaled explained SS	21.31535	Prob. Chi-Square(19)	0.3196

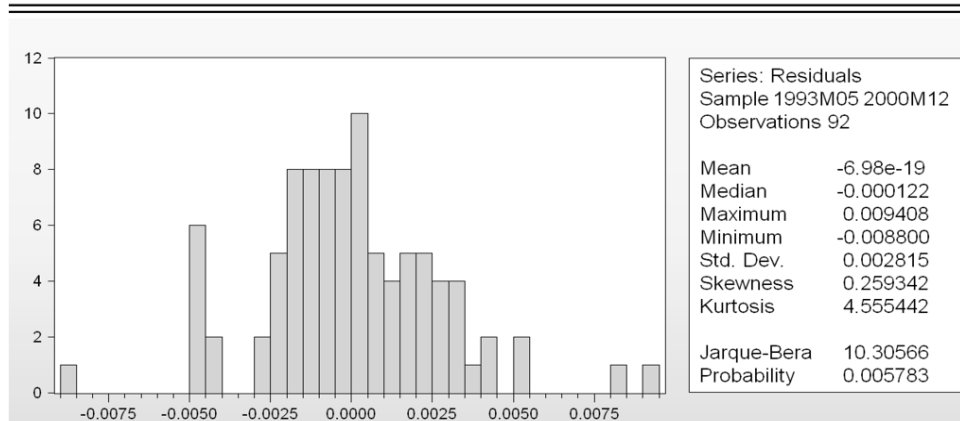


Figure 12: Test de los residuos VECM Mexico antes de IT

Date: 08/02/18 Time: 09:32  
 Sample (adjusted): 1993M05 2000M12  
 Included observations: 92 after adjustments  
 Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)  
 Series: LIPC LIGAE LTDI2 LTDC  
 Exogenous series: DUMMY96 DUMMY95 DUMMY99  
 Warning: Critical values assume no exogenous series  
 Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.386571	84.17390	63.87610	0.0004
At most 1	0.172091	39.21428	42.91525	0.1118
At most 2	0.140647	21.83984	25.87211	0.1465
At most 3	0.082235	7.894867	12.51798	0.2604

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

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.386571	44.95962	32.11832	0.0008
At most 1	0.172091	17.37443	25.82321	0.4267
At most 2	0.140647	13.94498	19.38704	0.2579
At most 3	0.082235	7.894867	12.51798	0.2604

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Figure 13: Cointegration Test VECM Mexico antes de IT

Vector Error Correction Estimates  
 Date: 08/02/18 Time: 09:33  
 Sample (adjusted): 1993M05 2000M12  
 Included observations: 92 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1			
LIPC(-1)	1.000000			
LIGAE(-1)	4.603764			
	(0.93985)			
	[ 4.89839]			
LTDI2(-1)	0.874233			
	(0.49551)			
	[ 1.76430]			
LTDC(-1)	-0.669897			
	(0.13270)			
	[-5.04803]			
@TREND(93M01)	-0.019650			
	(0.00393)			
	[-5.00257]			
C	-21.04914			
Error Correction:	D(LIPC)	D(LIGAE)	D(LTDI2)	D(LTDC)
CointEq1	-0.013270	-0.123429	-0.049424	-0.085346
	(0.00393)	(0.02473)	(0.03500)	(0.03867)
	[-3.38070]	[-4.99111]	[-1.41224]	[-2.20676]

Figure 14: VECM Mexico antes de IT

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.655730	Prob. F(15,102)	0.8212
Obs*R-squared	15.91892	Prob. Chi-Square(15)	0.3875

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.519143	Prob. F(66,114)	0.9979
Obs*R-squared	41.82880	Prob. Chi-Square(66)	0.9912
Scaled explained SS	27.28127	Prob. Chi-Square(66)	1.0000

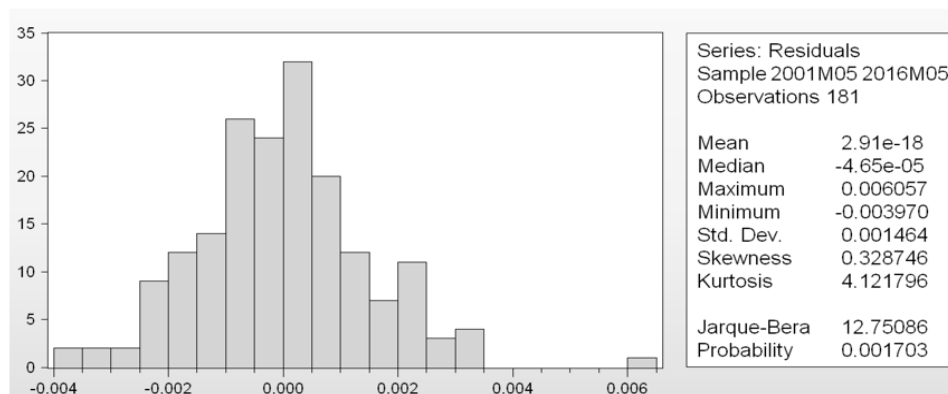


Figure 15: Test de los residuos VECM Mexico durante IT

Date: 08/02/18 Time: 12:55  
 Sample (adjusted): 2001M05 2016M05  
 Included observations: 181 after adjustments  
 Trend assumption: Linear deterministic trend  
 Series: LIPC LIGAE LTDI2 LTDC  
 Exogenous series: DUMMY16 DUMMY14  
 Warning: Critical values assume no exogenous series  
 Lags interval (in first differences): 1 to 15

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.210006	65.04561	47.85613	0.0006
At most 1	0.096951	22.37838	29.79707	0.2779
At most 2	0.016738	3.920273	15.49471	0.9099
At most 3	0.004768	0.865051	3.841466	0.3523

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

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.210006	42.66722	27.58434	0.0003
At most 1	0.096951	18.45811	21.13162	0.1136
At most 2	0.016738	3.055222	14.26460	0.9430
At most 3	0.004768	0.865051	3.841466	0.3523

Figure 16: Cointegration Test VECM Mexico durante IT

Vector Error Correction Estimates

Date: 08/02/18 Time: 12:58  
 Sample (adjusted): 2001M05 2016M05  
 Included observations: 181 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1			
LIPC(-1)	1.000000			
LIGAE(-1)	-1.696379	(0.13042)		[-13.0067]
LTDI2(-1)	1.525595	(0.50160)		[ 3.04145]
LTDC(-1)	-0.204044	(0.07490)		[-2.72431]
C	3.560556			
Error Correction:	D(LIPC)	D(LIGAE)	D(LTDI2)	D(LTDC)
CointEq1	-0.013710	0.163557	-0.025648	-0.170640
	(0.00561)	(0.04601)	(0.00942)	(0.07426)
	[-2.44328]	[ 3.55483]	[-2.72188]	[-2.29802]

Figure 17: VECM Mexico durante de IT

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.795409	Prob. F(6,55)	0.5776
Obs*R-squared	7.106093	Prob. Chi-Square(6)	0.3111

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.459343	Prob. F(30,58)	0.1082
Obs*R-squared	38.28291	Prob. Chi-Square(30)	0.1426
Scaled explained SS	13.60997	Prob. Chi-Square(30)	0.9955

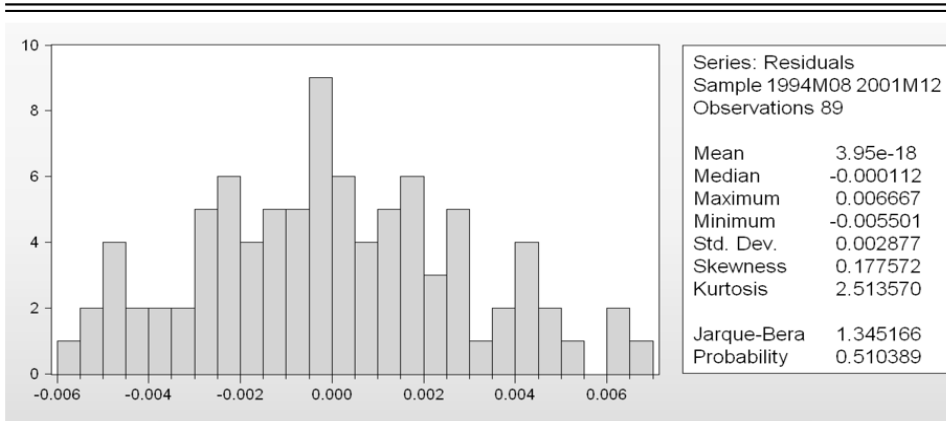


Figure 18: Test de los residuos VECM Peru antes de IT

Date: 08/02/18 Time: 09:46  
 Sample (adjusted): 1994M08 2001M12  
 Included observations: 89 after adjustments  
 Trend assumption: Linear deterministic trend  
 Series: LIPC LIE LTDI2 LTDCB  
 Exogenous series: DUMMY98 DUMMY01  
 Warning: Critical values assume no exogenous series  
 Lags interval (in first differences): 1 to 6

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.295338	67.77399	47.85613	0.0003
At most 1 *	0.181301	36.62064	29.79707	0.0070
At most 2 *	0.110705	18.81719	15.49471	0.0152
At most 3 *	0.089811	8.375119	3.841466	0.0038

Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.295338	31.15335	27.58434	0.0166
At most 1	0.181301	17.80345	21.13162	0.1374
At most 2	0.110705	10.44207	14.26460	0.1845
At most 3 *	0.089811	8.375119	3.841466	0.0038

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

Figure 19: Cointegration Test VECM Peru antes de IT

Vector Error Correction Estimates  
 Date: 08/02/18 Time: 09:45  
 Sample (adjusted): 1994M08 2001M12  
 Included observations: 89 after adjustments  
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1			
LIPC(-1)	1.000000			
LIE(-1)	-1.199720 (0.10200) [-11.7625]			
LTDI2(-1)	0.755178 (0.19579) [3.85710]			
LTDCB(-1)	-0.327620 (0.04334) [-7.55955]			
C	1.690534			
Error Correction:	D(LIPC)	D(LIE)	D(LTDI2)	D(LTDCB)
CointEq1	-0.090254 (0.02724) [-3.31339]	0.147566 (0.13456) [1.09667]	-0.392807 (0.16859) [-2.32989]	0.132979 (0.08326) [1.59708]

Figure 20: VECM Peru antes de IT

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.773827	Prob. F(2,179)	0.1727
Obs*R-squared	3.770220	Prob. Chi-Square(2)	0.1518

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.002792	Prob. F(15,178)	0.4543
Obs*R-squared	15.11653	Prob. Chi-Square(15)	0.4431
Scaled explained SS	15.56679	Prob. Chi-Square(15)	0.4114

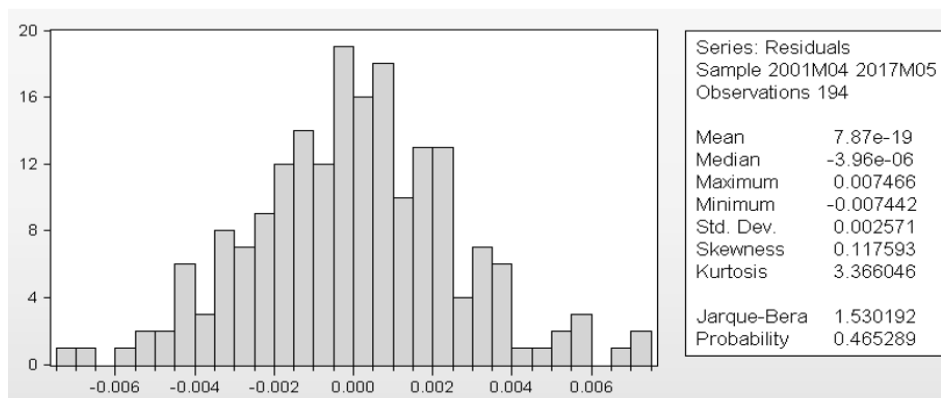


Figure 21: Test de los residuos VECM Peru durante IT

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.138929	47.68383	47.85613	0.0519
At most 1	0.067728	18.66553	29.79707	0.5171
At most 2	0.016615	5.060273	15.49471	0.8024
At most 3	0.009286	1.809849	3.841466	0.1785

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.138929	29.01830	27.58434	0.0325
At most 1	0.067728	13.60526	21.13162	0.3983
At most 2	0.016615	3.250424	14.26460	0.9287
At most 3	0.009286	1.809849	3.841466	0.1785

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Figure 22: Cointegration Test VECM Peru durante IT

Vector Error Correction Estimates

Date: 08/02/18 Time: 09:50

Sample (adjusted): 2001M04 2017M05

Included observations: 194 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
LIPC(-1)	1.000000
LIE94(-1)	-0.535434 (0.01274) [-42.0330]
LTDI3(-1)	1.157266 (0.31667) [3.65445]
LTDCB(-1)	-0.247810 (0.03490) [-7.09975]
C	-1.548948

Error Correction:	D(LIPC)	D(LIE94)	D(LTDI3)	D(LTDCB)
CointEq1	-0.039485 (0.01308) [-3.01942]	-0.091628 (0.04927) [-1.85957]	-0.022978 (0.00609) [-3.77044]	0.063452 (0.05358) [1.18419]

Figure 23: VECM Peru durante de IT

[6][15][4][17][18][2][19][5][20][21][8][1][22][9][12][13] [14][7][3][11][23][16][24][25][10][26][27]

Table 13: Augmented Dickey Fuller Test Mexico Antes de IT

Unit Root Test	DF Niv	DF D	DF Niv Tr	DF D Tr	DF Niv None	DF D None
lipc	0.766	0.0463	0.624	0.1458	0.9896	0.0651
lie	0.798	0.0001	0.3177	0	0.9681	0
ltdi	0.0769	0	0.2255	0	0.254	0
ltdc	0.4738	0	0.9048	0	0.9579	0
loil	0.722	0	0.828	0	0.8173	0

Table 14: Lags Lenght Criteria Mexico antes de IT

Lag Length Criteria	LR	FPE	AIC	SC	HQ
Lags	7	7	8	1	4
Trace	3	3	4	3	1
Max Eigen	3	3	4	3	1
Trace Tr	2	2	3	3	1
Max Eigen Tr	3	3	3	3	1

Table 15: Augmented Dickey Fuller Test Mexico luego de aplicar IT

Unit Root Test	DF Niv	DF D	DF Niv Tr	DF D Tr	DF Niv None	DF D None
lipc	0.2699	0.0679	0.3292	0	0.9977	0.5412
lie	0.762	0.0208	0.0932	0.1005	0.9949	0.0255
ltdi	0	0	0.0853	0	0.0062	0
ltdc	0.8612	0	0.2734	0	0.9514	0
loil	0.2673	0	0.5133	0	0.7506	0

Table 16: Lags Length Criteria Mexico durante IT

Lag Length Criteria	LR	FPE	AIC	SC	HQ
Lags	8	8	8	2	6
Trace	1	1	1	1	0
Max Eigen	1	1	1	1	0
Trace Tr	1	1	1	2	0
Max Eigen Tr	1	1	1	1	0



Table 17: Augmented Dickey Fuller Test Peru antes de IT

Unit Root Test	DF Niv	DF D	DF Niv Tr	DF D Tr	DF Niv None	DF D None
lipc	0.0001	0	0.976	0	0.999	0.0071
lie	0.0924	0.0001	0.1878	0	0.993	0
ltdi	0.0342	0.0001	0.0718	0	0.2872	0
ltde	0.7631	0	0.9912	0	0.997	0
lcob	0.576	0	0.618	0	0.838	0

Table 18: Lags Length Criteria Peru antes de IT

Lag Length Criteria 8	LR	FPE	AIC	SC	HQ
Lags	7	2	2	1	2
Trace	4	4	4	4	4
Max Eigen	2	0	0	0	0
Trace Tr	3	2	2	1	2
Max Eigen Tr	1	0	0	0	0

Table 19: Augmented Dickey Fuller Test Peru luego de aplicar IT

Unit Root Test	DF Niv	DF D	DF Niv Tr	DF D Tr	DF Niv None	DF D None
lipc	0.936	0	0.264	0	1	0.0076
lie	0.3547	0	0.983	0	1	0.0021
ltdi	0.028	0	0.0632	0	0.3196	0
ltde	0.518	0	0.929	0	0.557	0
lcob	0.358	0	0.745	0	0.8554	0

Table 20: Lags Length Criteria Peru durante IT

Lag Length Criteria 15	LR	FPE	AIC	SC	HQ
Lags	7	2	2	2	2
Trace	0	0	0	0	0
Max Eigen	0	0	0	0	0
Trace Tr	0	0	0	0	0
Max Eigen Tr	0	0	0	0	0

Table 21: Augmented Dickey Fuller Test Chile antes de aplicar IT

Unit Root Test	DF Niv	DF D	DF Niv Tr	DF D Tr	DF Niv None	DF D None
lipc	0.0004	0	0.9997	0	0.9515	0.164
lie	0.562	0.0244	0.898	0.0518	0.999	0.0803
ltdi	0	0	0	0	0	0
ltde	0.499	0	0.652	0	0.999	0
lcob	0.0893	0	0.464	0	0.725	0

Table 22: Lags Length Criteria Chile antes de IT

Lag Length Criteria 8	LR	FPE	AIC	SC	HQ
Lags	8	8	8	4	4
Trace	3	3	3	3	3
Max Eigen	3	3	3	3	3
Trace Tr	2	2	2	3	3
Max Eigen Tr	2	2	2	3	3

Table 23: Augmented Dickey Fuller Test Chile luego de aplicar IT

Unit Root Test	DF Niv	DF Dif	DF Niv Trend	DF Dif Trend	DF Niv None	DF Dif None
lipc	0.923	0	0.1726	0	1	0
lie	0.723	0.97	0.1253	0.246	0.9922	0.1743
ltdi	0.0336	0	0.1173	0	0.143	0
ltde	0.2229	0	0.51	0	0.79	0
lcob	0.4422	0	0.757	0	0.854	0

Table 24: Lags Length Criteria Chile durante IT

Lag Length Criteria 8	LR	FPE	AIC	SC	HQ
Lags	7	7	7	2	3
Trace	0	0	0	2	2
Max Eigen	0	0	0	2	2
Trace Tr	1	1	1	2	2
Max Eigen Tr	1	1	1	2	2