



UNIVERSIDAD AUTÓNOMA CHAPINGO

**DIVISIÓN DE CIENCIAS
ECONÓMICO-ADMINISTRATIVAS**

**ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN CON EL MÉTODO ARDL EN EL
SALDO DE LA BALANZA COMERCIAL AGROALIMENTARIA
MÉXICO - ESTADOS UNIDOS 1994-2013.**

**TESIS
QUE COMO REQUISITO PARCIAL
PARA OBTENER EL GRADO DE:
DOCTOR EN CIENCIAS EN ECONOMÍA AGRÍCOLA**

PRESENTA:

OSCAR HERNÁNDEZ FERNÁNDEZ

CHAPINGO, ESTADO DE MÉXICO, DICIEMBRE DE 2014.



DIRECCION GENERAL ACADEMICA
DEPTO. DE SERVICIOS ESCOLARES
OFICINA DE EXAMENES PROFESIONALES



**ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN CON EL MÉTODO ARDL EN EL SALDO
DE LA BALANZA COMERCIAL AGROALIMENTARIA MÉXICO - ESTADOS
UNIDOS 1994-2013**

EL JURADO QUE REVISÓ Y APROBÓ EL EXAMEN DE GRADO DE **ÓSCAR
HERNÁNDEZ FERNÁNDEZ** AUTOR DE LA PRESENTE TESIS DE DOCTOR
EN CIENCIAS EN ECONOMÍA AGRÍCOLA ESTUVO CONSTITUIDO POR:

DIRECTOR DE TESIS:



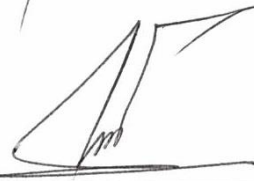
DR. JUAN ANTONIO LEOS RODRÍGUEZ

ASESOR:



DR. MIGUEL ÁNGEL MARTÍNEZ DAMIÁN

ASESOR:



DR. MARCOS PORTILLO VÁZQUEZ

LECTOR EXTERNO:



DR. MARCO ANDRÉS LÓPEZ SANTIAGO

AGRADECIMIENTOS

A la Universidad Autónoma Chapingo, por ser mi Alma Mater y brindarme la oportunidad de consolidar mi vida profesional.

Al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT), quien otorgó el financiamiento para que pudiese desarrollar este trabajo.

Al Dr. Juan Antonio Leos Rodríguez, por su comprensión, apoyo, consejos, por su amistad, por compartir sus conocimientos, por su ejemplo y por siempre impulsarme a ser mejor. Gracias.

Al Dr. Miguel Ángel Martínez Damián, por sus sugerencias, su amistad, sus enseñanzas que permitieron mejorar este trabajo.

Al Dr. Marcos Portillo Vázquez, amigo, maestro, asesor y por ser un pilar en este trabajo.

Al Dr. Marco Andrés López Santiago, por sus contribuciones, y disposición.

Al Dr. José María Contreras Castillo, por compartir sus conocimientos, por sus consejos, por su ejemplo. Gracias por su apoyo y contribución.

Al Maestro Carlos Bonilla Fuentes por ser maestro, amigo, consejero y por darme ese impulso cuando más lo necesitaba.

A todos mis profesores que han sido parte de mi formación profesional, gracias por sus enseñanzas y por compartir sus conocimientos desinteresadamente.

A todos aquellos que de alguna manera directa e indirectamente se han involucrado y me han motivado para ser cada día mejor, gracias por sus consejos, aportaciones, para todos ellos mi más profundo agradecimiento.

DEDICATORIA

A mis padres Luis Hernández Guzmán (†) y Concepción Fernández Portillo, quienes con su amor y ejemplo me han impulsado, para ellos mi admiración, respeto, entrega y amor.

A Paola, mi esposa, por su apoyo, comprensión, impulso, entrega, quien me alienta a ser cada día mejor y por demostrarme que a pesar de las caídas, siempre te levantas más fuerte y para enfrentar mayores retos.

A Araceli (†) quien siempre fue un ejemplo y un aliento en mí, y por enseñarme a luchar; a Óscar Fernando, quien es un motor en mi vida.

A mis hermanos Dorey y José Luis, a Pita Cortes, por su apoyo incondicional, por darme la oportunidad de tener una familia unida y única; a mis niños Luis Alejandro, Yair, Carlos, Yaraeth, Denisse, Paola, Matías, Ricardo y Vanessa.

Al Sr. Pablo y la Sra. Esperanza; a Manuel y Rosario, mi nueva familia, por su apoyo; a mi compadre Agustín, a José, a Omar, a Tolín y Lupita; a René y Miguelón y a todas las personas que me han brindado su apoyo incondicional, y que gracias a su confianza este proyecto hoy en día es una realidad.

A mis compañeros y amigos Jesica, Gonzalo, Damaris, Paco, Fermín, Polo, Lilia, Karen, Bibi, quienes forman parte de mi riqueza y por compartir momentos inolvidables e inigualables.

A mis amigos Raúl, Gil, Keren, Beto, Cyn, N. Quiroz, Pily, Evita, Xóchitl, Christian y Martita, Paty y Manolo, Horacio, Loren, Fabián, Pepe, Gis, Ernesto,

Vero, Jovita, Blanca, por su apoyo incondicional, confianza desinteresada y por estar siempre dispuestos.

DATOS BIOGRÁFICOS

Oscar Hernández Fernández, nació en Tetela de Ocampo, Puebla, en agosto de 1976; cursó su educación media superior en el Bachillerato General “Gral. Juan Francisco Lucas” en el periodo 1991-1994; estudió la Licenciatura en Economía Agrícola en la Universidad Autónoma Chapingo en el periodo 1994-1999.

Cursó la Maestría en Ciencias en Economía Agrícola y de los Recursos Naturales durante el periodo 2008-2010 en la Universidad Autónoma Chapingo; de julio de 2010 al 2014 cursó el Doctorado en Ciencias en Economía Agrícola en la misma universidad.

Se ha desempeñado en la docencia en diversas instituciones como la Universidad Autónoma Chapingo, la Universidad Privada del Estado de México, la Universidad Iberoamericana, campus Puebla, la escuela Normal Mixteca Baja, en el Instituto Tecnológico Agropecuario No. 32, el Instituto Tecnológico Superior de Acatlán de Osorio y fue funcionario público de 2002 a 2005, periodo en el que fungió como Regidor del municipio de Tetela de Ocampo, Puebla.

ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN CON EL MÉTODO ARDL EN EL SALDO DE LA BALANZA COMERCIAL AGROALIMENTARIA MÉXICO – ESTADOS UNIDOS 1994 – 2013

COINTEGRATION ANALYSIS WITH THE ARDL METHOD ON THE MEXICO – UNITED STATES AGRO-FOOD TRADE BALANCE 1994-2013

Oscar Hernández Fernández¹, Juan Antonio Leos Rodríguez²

Resumen

El tipo de cambio repercute en la competitividad de los productos de un país; por lo tanto, incide en el saldo de la balanza comercial; en México existen escasos estudios sobre esta relación; en los que solo se analiza el corto plazo. Estudios recientes muestran que una variación en el tipo de cambio actúa con cierto rezago sobre las exportaciones e importaciones, lo que provoca un patrón definido en el saldo de la balanza comercial. El objetivo de esta investigación fue analizar la relación de largo plazo entre el tipo de cambio real, el PIB de EE. UU., el PIB de México y el saldo de la balanza comercial agroalimentaria total México - EE. UU. (SBCA), para determinar y/o pronosticar el comportamiento de esta última y generar información que sirva de base para la toma de decisiones en el sector agroalimentario. Se utilizó un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL) para analizar siete capítulos arancelarios del Sistema Armonizado - 2 (HS - 2), los tres más superavitarios (7, 8, 22) y los cuatro más deficitarios (4,12, 2, 10), y el SBCA; se utilizaron datos trimestrales del Departamento de Agricultura de Estados Unidos (USDA) del periodo 1994:01 – 2013:04. De acuerdo con los resultados, no hay evidencia de la Curva J, ni se cumple la condición Marshall – Lerner en ningún caso; no obstante, el SBCA y el saldo de los capítulos 4, 7, 8, 10 y 22 están cointegrados con el TCR; es decir, las variaciones de corto plazo del TCR influyen en el comportamiento del saldo de dichos capítulos y en el SBCA en el largo plazo. Este hallazgo es útil porque genera una base de conocimiento que permite tomar decisiones pertinentes en el sector agroalimentario a través de la determinación y/o pronóstico del comportamiento del SBCA.

Palabras Clave: Cointegración, ARDL, Condición Marshall - Lerner, Curva J, PIB, Sistema Armonizado.

Summary

The exchange rate affects competitiveness of a country's products; therefore, it has an impact on the trade balance. In Mexico, the few studies that have been done on this relationship analyze only the short term. Recent studies show that a variation in the exchange rate acts with a lag on exports and imports, which causes a defined pattern in the trade balance. The aim of this research was to analyze the long-term relationship between the real exchange rate (TCR), the U.S. GDP, Mexico's GDP and the total Mexico - U.S. agro-food trade balance (SBCA). This was made to determine and/or to forecast the SBCA behavior in order to generate information that it serves as a base for the decision making process in the agro-food sector. An autoregressive distributed lag model (ARDL) was used to analyze seven chapters of the Harmonized System - 2 (HS - 2), the three most surplus (7, 8, 22) and the four most deficient (4.12, 2, 10), and the SBCA; quarterly U.S. Department of Agriculture (USDA) data of the period 1994:01 – 2013:04 were used. In any case, and according to the results, there is no evidence of the J – Curve. Moreover, the Marshall – Lerner Condition is not met; however, the SBCA and the trade balance of Chapters 4, 7, 8, 10 and 22 are cointegrated with the TCR; that is, the short-term variations in the TCR has an effect on the trade balance behavior of these chapters and on the SBCA in the long term. This finding is useful because it creates a knowledge base that allows making decisions in the agro-food sector through the identification and / or forecasting SBCA behavior.

Keywords: Cointegration, ARDL, Marshall - Lerner Condition, J - Curve, GDP, Harmonized System.

¹ Tesista

² Director

TABLA DE CONTENIDO

CAPÍTULO 1 INTRODUCCIÓN.....	1
1.1 PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA	6
1.2 JUSTIFICACIÓN E IMPORTANCIA	12
1.3 HIPÓTESIS.....	13
1.4 OBJETIVOS	13
1.4.1 OBJETIVO GENERAL	13
1.4.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS	14
1.5 LÍMITES Y ALCANCES DEL TRABAJO	15
CAPÍTULO 2 REVISIÓN DE LITERATURA O MARCO TEÓRICO	17
CAPÍTULO 3 MATERIALES Y MÉTODOS	25
3.1 MATERIALES	25
3.2 MÉTODOS.....	25
3.2.1 EL MODELO ECONOMETRICO.....	39
CAPÍTULO 4 RESULTADOS Y DISCUSIÓN.....	45
CAPÍTULO 5 CONCLUSIONES.....	58
LITERATURA CITADA	62
Anexos	69
SALIDAS DEL PAQUETE MICROFIT 5.0.....	¡ERROR! MARCADOR NO DEFINIDO.
GRÁFICAS	117

Lista de cuadros

Cuadro 1. Capítulos arancelarios que integran la balanza comercial agroalimentaria México – EE. UU.	3
Cuadro 2. Tasa de crecimiento promedio anual de los flujos de comercio de México con EE.UU por capítulos arancelarios, periodo 1994 – 2013.	10
Cuadro 3. Resultados de la prueba de raíz unitaria Dickey-Fuller.	46
Cuadro 4. Resultados de la prueba de cointegración.	46
Cuadro 5. Estimación de los coeficientes de corto plazo.	48
Cuadro 6. Estimación de Coeficientes de Largo Plazo.	50
Cuadro 7. Cálculo del estadístico F.	54
Cuadro 8. Pronósticos del modelo seleccionado.	55
Cuadro 9. Resumen estadístico para los residuos y los errores pronosticados.	56

Lista de figuras

Figura 1 Tipo de cambio real y saldo de la balanza comercial agroalimentaria de México – EE. UU (Miles de millones de dólares) 1994 - 2013. 11

Figura 2. Pronóstico del logaritmo del saldo de la balanza comercial agroalimentaria para el periodo 2012:03 – 2013:04..... 57

CAPÍTULO 1 INTRODUCCIÓN

En el año 2012 México ocupó el lugar número 14 como país importador y el número 16 como país exportador mundial con una participación de 2 % en los dos casos; sin embargo, esta posición en las exportaciones representa una ventaja comparativa manifiesta, más elevada en valor añadido que en valor bruto; es decir, es exportador de piezas y componentes con un alto contenido nacional, que luego se elaboran o se montan en países situados en fases avanzadas de la cadena (OMC, 2013).

Desde 1980 el comercio mundial ha crecido en promedio dos veces más que la producción mundial. Las reducciones de los aranceles y otros obstáculos al comercio durante ese periodo contribuyeron a esa expansión. Es menester mencionar que a pesar de que la mayor parte del comercio la realizan las economías desarrolladas (53 %), las economías en desarrollo incrementaron su participación en el mercado en 13 % durante el periodo 1980 – 2011 (OMC, 2013).

Con el tiempo, los países han dejado de estar especializados en lo que respecta a las exportaciones. La ventaja comparativa o las diferencias internacionales en la eficiencia relativa entre los diferentes productos han ido perdiendo importancia en muchos países, circunstancia que ha coincidido con un cambio en la distribución geográfica de la ventaja comparativa.

México tiene ventaja comparativa en el sector agroalimentario. Tan solo en el año 2012 este sector tuvo una participación de 8.4 % del PIB nacional, y registró una tasa media de crecimiento anual (TMCA) de 2.2 % durante el periodo 2003 – 2013 (SAGARPA, 2013). Asimismo, se ubica entre las diez primeras potencias mundiales en producción de alimentos: primer productor mundial de aguacate y jugos de cítricos concentrados; segundo productor de harina de maíz, jugo de limón concentrado, sorgo para forraje y semilla de cártamo; tercer productor de limones y lima, jugo de naranja, chiles, pimientos y alfalfa; cuarto productor de vegetales congelados, quinto productor de brócoli, coliflores, huevo, espárragos y toronja; también ocupa un puesto entre los primeros tres lugares como productor de aguacate, cebolla, frambuesa, espárrago, pepino, tomate, calabazas, chile, y miel natural. Asimismo, en lo que se refiere a alimentos procesados, ocupa el primer lugar como exportador de cerveza, y el tercero en jugo de naranja (DOF, 2013).

El comercio tiene lugar en un amplio contexto económico, social y político. Este contexto tiene su importancia para las decisiones de política comercial. Históricamente, las preocupaciones sociales y macroeconómicas han influido de forma constante en las decisiones sobre cuestiones de política comercial. Ambos temas figuran nuevamente entre las prioridades políticas.

El sector primario de la economía mexicana, desde mediados de los ochenta y de manera más profunda en la década de los años noventa del siglo XX, se ha visto repercutido por el contexto económico, político y social, ya que ha

enfrentado una economía caracterizada por la apertura a la competencia internacional (GATT, TLCAN y nueve acuerdos comerciales más, con 45 países en total), al mismo tiempo ha presentado un proceso de desincorporación y reorganización del modelo institucional en el campo mexicano (Conasupo, Inmecafe, Fertimex, Pronase, Conafrut y BANRURAL, entre otros), que le han obligado a enfrentar la competencia en un entorno adverso y tener el reto de elevar su competitividad .

El PIB del sector agroalimentario y pesquero está conformado por actividades del sector primario (agricultura, pesca, ganadería, forestal y caza) y el agroindustrial, integrado por alimentos, bebidas y tabaco (SAGARPA, 2010). De acuerdo con SAGARPA (2014 a), la balanza comercial agroalimentaria y pesquera de México se integra con los capítulos arancelarios del uno al 24; para fines de esta investigación solo se tomaron en cuenta 23 capítulos, ya que el estudio solo se enfoca en la balanza comercial agroalimentaria; por lo tanto, se excluyó el capítulo 3, pescados y mariscos (ver cuadro 1).

Cuadro 1. Capítulos arancelarios que integran la balanza comercial agroalimentaria México – EE. UU.

Capítulos	Descripción
Capítulo 1	Animales vivos
Capítulo 2	Carnes y despojos comestibles
Capítulo 4	Productos lácteos
Capítulo 5	productos de origen animal no específicos
Capítulo 6	Árboles y otras plantas en vivo
Capítulo 7	Verduras comestibles
Capítulo 8	Frutas y frutos comestibles
Capítulo 9	Café, té, yerba, mate y especias

Capítulos	Descripción
Capítulo 10	Cereales
Capítulo 11	Productos de fresado
Capítulo 12	Semillas y oleaginosas frutas
Capítulo 13	Gomas, resinas
Capítulo 14	Vegetales y material vegetativo
Capítulo 15	Grasas animales o vegetales
Capítulo 16	Preparaciones de carne o pescado
Capítulo 17	Azúcares y confitería
Capítulo 18	Cacao y sus preparaciones
Capítulo 19	Cereales, harina, fécula o leche preparada
Capítulo 20	Verduras, frutas u otros frutos preparados
Capítulo 21	Preparaciones alimenticias diversas
Capítulo 22	Bebidas líquidas, alcohólicas y vinagre
Capítulo 23	Residuos y desperdicios de la industria
Capítulo 24	Tabaco y sustitutos del tabaco

Fuente: elaboración propia con datos del USDA

La inestabilidad del tipo de cambio tiene un efecto negativo, en las corrientes comerciales. Esta inestabilidad aumenta el riesgo comercial, crea incertidumbre y puede influir en la decisión de entrar o no en los mercados externos.

A corto plazo, cuando algunos precios en la economía no son flexibles, las variaciones de los tipos de cambio nominales pueden repercutir en los precios relativos y afectar a las corrientes comerciales internacionales. Los desajustes persistentes de los tipos de cambio son una perturbación sistémica en el comercio internacional, porque alimentan la percepción de una competencia desleal, lo que ejerce sobre los miembros una presión para que adopten medidas de política comercial encaminadas a remediar lo que se percibe como un desequilibrio monetario (OMC, 2013).

Es de gran relevancia desarrollar investigaciones para analizar los efectos de las variaciones del tipo de cambio en los flujos del comercio, a fin de tomar decisiones en el sector agroalimentario, encaminadas a identificar los desajustes de largo plazo en el saldo de la balanza comercial agroalimentaria (SBCA), y de esta forma tomar las medidas precautorias necesarias.

La condición Marshall – Lerner, la curva J, la curva S, y el análisis de cointegración han surgido como elementos teóricos y empíricos desarrollados para el estudio, precisamente, de la interacción del tipo de cambio y los flujos del comercio, a corto y largo plazo, (Bahmani – Oskooee et al., 2008);

Por lo anterior, en la presente investigación se realizó un estudio de tipo descriptivo y correlacional para analizar la relación que existe entre el tipo de cambio real, el Producto Interno Bruto (PIB) de Estados Unidos (EE.UU.) y el PIB de México, con el SBCA de México - EE.UU.

El trabajo de esta tesis se divide en cinco capítulos que se describen brevemente a continuación: en el capítulo uno se desarrolla la introducción, la cual se integra por el problema que se pretende resolver, la justificación, la hipótesis, los objetivos, los límites y alcances del trabajo. En el capítulo dos se hace una revisión de literatura de investigaciones actuales, realizadas en distintos países, enfocadas al estudio de cointegración, la curva J, la curva S y la condición Marshall – Lerner en el saldo de la balanza comercial. En el capítulo tres se describe el modelo econométrico autorregresivo de rezagos

distribuidos (ARDL), mediante el cual se realizó el análisis de cointegración para el SBCA de México – EE. UU., mientras que en el capítulo cuatro se muestran los resultados obtenidos a partir de la implementación del modelo ARDL. Finalmente, en el capítulo cinco se desarrollan las conclusiones.

1.1 Planteamiento del problema

De acuerdo a la teoría económica, el tipo de cambio, esto es, el precio de una moneda respecto a otra, es una variable fundamental para un país, ya que repercute en la competitividad de los productos; por lo tanto, incide en el saldo de la balanza comercial. Cuando una nación implementa medidas que conducen a una depreciación de su moneda, ésta gana competitividad e impulsa sus exportaciones y encarece sus importaciones; por el contrario, cuando un país permite que las fuerzas del mercado revalúen su moneda respecto a las demás pierde competitividad, lo que encarece las exportaciones y abarata las importaciones.

De acuerdo a la teoría de la paridad del poder adquisitivo (PPA), las variaciones de los tipos de cambio reflejan principalmente las diferencias entre las tasas de inflación de los distintos países. Las medidas de la PPA están estrechamente relacionadas con la conducta de la competitividad de un país en el comercio exterior. Un descenso del nivel de precios relativos de un país abarata relativamente sus bienes y, de esta manera, los hace más competitivos. Por lo tanto, las variaciones del tipo de cambio nominal, afectan a la competitividad (Dornbush *et al.*, 2006).

McCombie y Thirlwall (2004) mencionan que en el largo plazo ningún país puede crecer por encima de la tasa de crecimiento que equilibra la cuenta corriente de la balanza de pagos, a menos que siempre pueda financiar un déficit creciente, algo que por lo general resulta imposible. Las exportaciones son la única variable autónoma de la demanda agregada capaz de generar las divisas necesarias para que el resto de los componentes consiga las importaciones para crecer, de esta forma, relajan la restricción que impone la cuenta corriente al crecimiento económico.

Desde el punto de vista poskeynesiano, la expansión de las exportaciones permite relajar la restricción que la balanza comercial impone al crecimiento económico. De igual modo, la mayor disponibilidad de divisas permite un mayor acceso en cantidad y calidad a bienes de capital y tecnologías extranjeros, con lo que se acelera la acumulación de capital y el crecimiento de la productividad (Ocegeda, 2001).

El tipo de cambio no es otra cosa que un precio, a saber, el precio de las divisas. Las divisas se necesitan para sufragar las importaciones y se consiguen mediante las exportaciones. Si el mercado de divisas fuese libre (cosa que no sucede en muchos países en desarrollo, véase más abajo), el tipo de cambio vendría determinado por los factores de la oferta y la demanda, como sucede con cualquier otro producto. Si el valor de las exportaciones es igual al valor de las importaciones, la cuenta corriente se halla en una situación

de equilibrio y el tipo de cambio se mantiene inalterado (haciendo abstracción de otros factores que influyen en la situación general de la balanza de pagos y el tipo de cambio, como importaciones de capital, créditos externos, otras transferencias de capital externo). Si el valor de las importaciones supera las exportaciones, se produce un déficit por cuenta corriente y la demanda de divisas (para sufragar las importaciones) supera la oferta (ingresos de exportación en divisas intercambiadas por los exportadores por moneda local).

En esta situación, el precio de las divisas, y, por tanto, el tipo de cambio, tiende a aumentar (si no se adoptan medidas en contra), lo que significa una depreciación de la moneda local en relación con las divisas. Como consecuencia del aumento del tipo de cambio, los precios internos de los bienes importables y exportables se incrementarán. Como reacción a esta modificación de los precios, es probable que la demanda de bienes importados y las importaciones totales disminuyan, mientras que la producción de bienes exportables y el volumen de las exportaciones aumenten. Ambos efectos, disminución de las importaciones y aumento de las exportaciones, tienden a establecer un nuevo equilibrio en el mercado de divisas y una cuenta corriente equilibrada (FAO, 2014).

En la economía mexicana las importaciones de insumos productivos de la maquila y la manufactura industrial disminuyen al reducirse la actividad económica; las importaciones definitivas, sobre todo las de bienes de consumo aumentan por que los precios internos son más altos que los externos, situación que la sobrevaluación de la moneda local genera (Encinas, 2009).

Las condiciones de una balanza comercial deficitaria, sin especialización, diversificación y tampoco producción agropecuaria, ocasionan que México sea más dependiente de la oferta externa para satisfacer las demandas alimentarias, situación que lo hace cada vez más vulnerable (Delgadillo y Cortez, 2003).

El problema no es solo una balanza comercial deficitaria, sino también la pérdida de competitividad que conlleva a que en México no exista un bienestar social que garantice condiciones de vida óptimas para el desarrollo de los individuos (Ayala *et al.*, 2011). Con base en el Informe Global de Competitividad (IGC) 2013 – 2014, México se ubicó en el lugar 55, de 133 países evaluados. El informe muestra que México no ha mejorado su nivel de competitividad, más aún, perdió dos posiciones con respecto al año precedente (2011-2012).

En México existe la disyuntiva entre crecimiento y balanza comercial, ya que cada vez que ha habido un deterioro importante de la balanza comercial se ha tenido una crisis: en 1975 (con la importante devaluación de 1976), en 1981 (seguida de la crisis del petróleo de 1981-1982), en 1994 (la crisis de 1994-1995) y en 2001 (la crisis moderada de 2001-2002). De 2005 a 2008 el déficit en la balanza comercial nuevamente creció, en porcentajes similares a los que precedieron las crisis de 1976, 1982, 1994 y 2001; ello dio lugar a una vulnerabilidad que contribuyó a que la reciente crisis global se manifestara en 2009 como una crisis particularmente intensa para este país (El Colegio de México, 2012).

México dispone de una red de diez acuerdos comerciales con otros 45 países (DOF, 2013), y el 76.8 % del comercio agroalimentario (14, 261.03 millones de dólares) lo realiza con EE.UU. (SAGARPA, 2014 b). En el año 2013 las importaciones mexicanas representaron 12.33% de las exportaciones agroalimentarias totales de EE.UU., y las exportaciones de México a EE.UU. representaron 15.37% de las importaciones totales de EE.UU., por lo que, el saldo de la balanza comercial fue superavitaria para México.

Los siete capítulos arancelarios de la balanza comercial agroalimentaria del Sistema Armonizado de valor mayor absoluto (2, 4, 7, 8, 10, 12 y 22) tuvieron un dinamismo favorable en el periodo de análisis 1994 – 2013, ya que las exportaciones han crecido en mayor proporción que las importaciones para México en el comercio con EE.UU. (Cuadro 2).

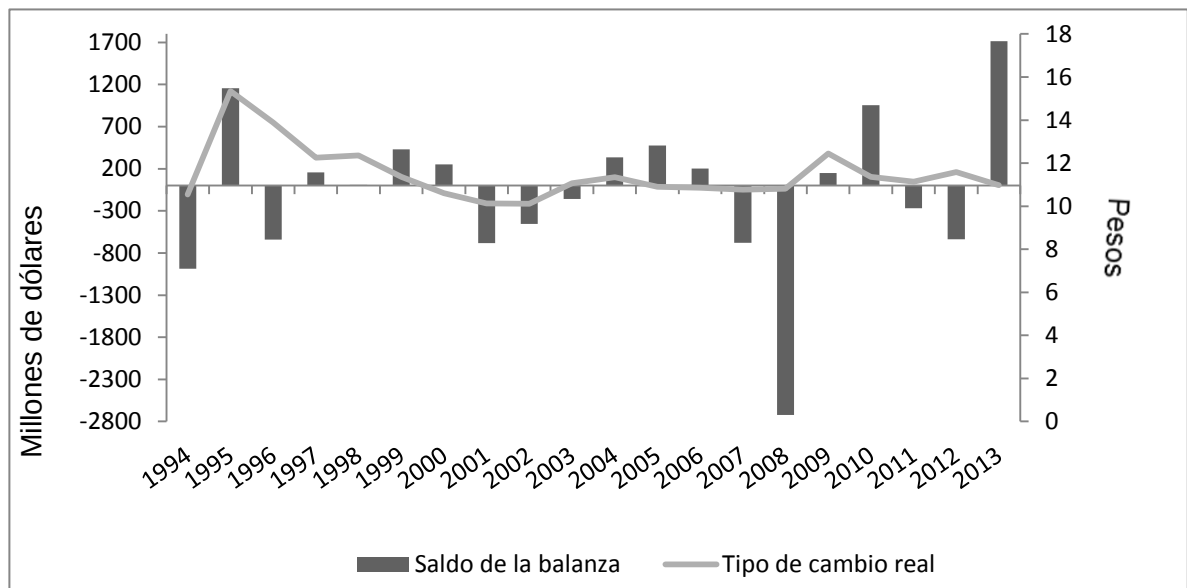
Cuadro 2. Tasa de crecimiento promedio³ anual de los flujos de comercio de México con EE.UU por capítulos arancelarios, periodo 1994 – 2013.

Capítulo arancelario	Tasa de crecimiento promedio anual (%)	
	Exportaciones	Importaciones
2	48.5	6.9
4	12.3	8.4
7	6.2	3.8
8	6.9	3.2
10	16.2	2.1
12	3.6	2.3
22	11.3	-0.8

Fuente: Elaboración propia con datos del Departamento de Agricultura de los EE.UU (USDA).

³ La tasa de crecimiento promedio anual se obtiene mediante la fórmula $\left(\sqrt[n]{\frac{VF}{VI}} - 1\right) * 100$, donde VF: valor final, VI: valor inicial, n: número de años.

No obstante al dinamismo de las exportaciones mexicanas, durante el periodo de estudio, se observó un saldo negativo (en nueve de 20 años observados) en el SBCA para el comercio con su principal socio comercial EE.UU (figura 1).



Fuente: Elaboración propia con datos del Departamento de Agricultura de EE.UU (USDA).

Figura 1 Tipo de cambio real y saldo de la balanza comercial agroalimentaria de México – EE. UU (Miles de millones de dólares) 1994 - 2013.

1.2 Justificación e importancia

Con cierto rezago, el saldo de la balanza comercial reacciona ante cualquier depreciación de la moneda nacional. En este trabajo de tesis se prueba la hipótesis de que una variación en el tipo de cambio tiene un efecto en el SBCA y en el PIB de México, así como en el PIB de EE.UU.; es decir, que las variables se relacionan en el largo plazo (existe cointegración).

Un claro ejemplo del uso de la depreciación de la moneda para favorecer las exportaciones en un país es China, que mantiene subvaluada su moneda para ganar espacios en el mercado internacional a través del precio relativo de sus productos; la moneda china, el Yuan, está subvaluada en 43.4% (The Economist, 2013). Esta comparación se hace a través del índice Big Mac, el cual muestra si las monedas están en su nivel correcto.

Aunque la balanza comercial agroalimentaria entre México – EE. UU. fue superavitaria en 2013, durante el periodo 1990 – 2010, México perdió ventaja comparativa en el comercio mundial de productos agropecuarios (OMC, 2013). El interés de estudiar este sector desde una perspectiva econométrica surge por lo antes expuesto.

Para realizar este estudio se utilizó la prueba de cointegración de un modelo autorregresivos de rezagos distribuidos (ARDL) que no ha sido utilizada en investigaciones del sector agroalimentario en México, por lo que su aplicación es novedosa en este caso.

Una propiedad potencial, de las predicciones basadas en la cointegración es que, cuando se prolongan en el largo plazo, las predicciones de las dos series forman un cociente constante, tal y como se espera por parte de algunas teorías económicas asintóticas. Este resultado lleva a que esta clase de modelos tengan interés para los teóricos de la economía, quienes buscan “el equilibrio”.

1.3 Hipótesis

El SBCA de México – EE. UU., tiene una relación de cointegración con el tipo de cambio real, es decir, existe una relación de equilibrio en el largo plazo entre estas variables, lo que indica que el saldo de dicha balanza es afectado por las variaciones del tipo de cambio real.

1.4 Objetivos

1.4.1 Objetivo general

Analizar el efecto de largo plazo entre el tipo de cambio real, el PIB de EE. UU., y el PIB de México en el SBCA de México – EE. UU., en el periodo 1994:01 – 2013:04 a través de una prueba de cointegración de un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL) para pronosticar su comportamiento y generar información que sirva de base en la toma de decisiones para el sector agroalimentario.

1.4.2 Objetivos específicos

- Verificar si el tipo de cambio real tiene un impacto positivo en el SBCA de México – EE. UU., de manera inmediata o en el largo plazo (presencia de la Curva J).
- Verificar si el tipo de cambio real tiene un impacto positivo o negativo en el SBCA de México – EE. UU de manera inmediata o en el largo plazo para los capítulos 2, 4, 7, 8, 10, 12 y 22.
- Determinar si el PIB de México como y el de EE. UU., afectan el SBCA de México.
- Identificar si se cumple la condición de Marshall- Lerner en el modelo analizado y determinar si una depreciación (o apreciación) del tipo de cambio tiene algún efecto sobre el SBCA.
- Identificar los modelos con los rezagos óptimos que permitan hacer una pronosticación del comportamiento del SBCA y del saldo de los capítulos arancelarios analizados.

1.5 Límites y alcances del trabajo

En esta investigación se analizó la relación que existe entre el SBCA, el tipo de cambio real, el PIB de EE.UU. y de México, para el comercio entre México y EE.UU. Siete capítulos arancelarios (de un total de 24 capítulos, clasificados en el HS 2), los tres más superavitarios y los cuatro más deficitarios, fueron elegidos para verificar alguna similitud entre el comportamiento de la balanza agroalimentaria total y los capítulos elegidos. El periodo de análisis comprende los años de 1994:01 a 2013:04.

El alcance de este estudio es tipo descriptivo y correlacional, dado que primeramente se hace una breve descripción de la balanza comercial agroalimentaria entre México – EE. UU, y posteriormente se investiga la existencia de cointegración entre ésta y el tipo de cambio real; es decir, el efecto que tiene la última variable sobre la primera.

Cabe mencionar que los datos utilizados para el cálculo del modelo fueron obtenidos de la base de datos del USDA debido a que en México no existe un consenso, del valor preciso de éstos, entre las instituciones gubernamentales; además, no fue posible obtener la base de datos estadísticos completa, de las importaciones y exportaciones México – EE. UU., de los productos agroalimentarios para el periodo 1994 – 2013 de alguna organización mexicana.

Los estudios descriptivos miden, evalúan o recolectan datos sobre diversos conceptos (variables), aspectos, dimensiones o componentes del fenómeno a

investigar. En un estudio descriptivo se selecciona una serie de cuestiones y se mide o recolecta información sobre cada una de ellas, para así describir el fenómeno que se investiga.

Por su parte, los estudios correlacionales miden el grado de asociación entre dos o más variables (cuantifican relaciones); es decir, miden cada variable presuntamente relacionada y, después miden y analizan la correlación. Tales correlaciones se sustentan en hipótesis sometidas a prueba (Hernández *et al.*, 2006).

CAPÍTULO 2 REVISIÓN DE LITERATURA O MARCO TEÓRICO

Los primeros estudios del efecto que tiene el tipo de cambio sobre el comercio datan de los siglos XVIII y XIX. Una devaluación (con régimen cambiario fijo) o una depreciación (con régimen cambiario de libre flotación, el cual se utiliza actualmente) provocan un efecto favorable sobre el saldo de la balanza comercial de un país cuando la suma de las elasticidades de éste, con respecto al tipo de cambio real, es mayor que uno. Este efecto del tipo de cambio real sobre el saldo de la balanza comercial se denominó como la Condición Marshall – Lerner. (Marshall, 1923; Lerner, 1944; Robinson, 1937).

La evidencia empírica enseña que una depreciación de la tasa de cambio tiene dos efectos sobre la balanza comercial (enfoque de elasticidades). El primero es el efecto valor, el cual implica que las importaciones se vuelvan más caras valoradas en moneda doméstica y que las exportaciones se vuelvan más baratas para los compradores foráneos. El segundo es el efecto volumen asociado a la disminución de las importaciones y al incremento de las exportaciones. Dado que el volumen de los flujos comerciales podría no cambiar en el corto plazo por las restricciones temporales que entrañan la ampliación de la capacidad instalada de la economía y los nuevos canales de distribución, el efecto valor tiende a dominar en el corto plazo sobre el efecto volumen, por consiguiente, una depreciación de la moneda doméstica deteriora la balanza comercial en el corto plazo. En el largo plazo, si la condición Marshall-Lerner se mantiene, es decir, si la suma de la elasticidad precio de la

demanda de exportaciones e importaciones es suficientemente grande (sumen más que uno), el efecto volumen domina sobre el efecto valor y la balanza comercial mejorará ante una depreciación (Rendón, 2005).

Además de la Condición Marshall – Lerner, la relación entre las variaciones del tipo de cambio y el saldo de la balanza comercial sigue un patrón definido. Este fenómeno económico se conoce como la curva J. De acuerdo a este hallazgo, los rezagos del saldo de la balanza comercial vuelven a presentarse en el tiempo como consecuencia del comportamiento del consumidor y del productor; por consiguiente, una devaluación (o depreciación) de la moneda de un país, durante cierto periodo actúa con cierto rezago sobre las exportaciones e importaciones, por lo que provoca un patrón definido en el saldo de dicha balanza a través del tiempo. En el corto plazo, el saldo de la balanza se deteriora ante una devaluación de la moneda (o depreciación); no obstante, en el largo plazo, el saldo mejora, por lo que toma una forma de J (Junz y Rhomberg, 1973; Magee, 1973; Meade, 1988).

Después del colapso del tipo de cambio fijo, en 1973, con la caída del sistema “Bretton – Woods”, el tipo de cambio, a nivel internacional, comenzó a fluctuar, lo que ocasionó incertidumbre entre los países que tenían acuerdos comerciales, y es posible que esta incertidumbre haya influido en los volúmenes del comercio internacional. Ante este panorama, fue necesario implementar un nuevo régimen cambiario mundial, por lo que se estableció el régimen cambiario flexible.

Desde el establecimiento de tipos de cambio flexibles hasta la actualidad, numerosos estudios han tratado de explicar los efectos que tiene la volatilidad del tipo de cambio sobre el comercio, y más aún, han sido publicados y evalúan esta hipótesis de una manera empírica. En dichos estudios se han utilizado diferentes métodos; no obstante, no se ha logrado consenso alguno sobre cuál modelo utilizar o incluso cómo medir la volatilidad del tipo de cambio de una manera apropiada (Bahmani-Oskooee y Hegerty, 2007).

En literatura basada en modelos dinámicos de equilibrio general se ha encontrado que el saldo de la balanza comercial es uniformemente contracíclico, y que se correlaciona de forma negativa, en general, con los precios relativos presentes y futuros de las importaciones con respecto a las exportaciones, pero de forma positiva con los precios relativos pasados. Esta forma asimétrica de la función de correlación intertemporal para las exportaciones netas en términos del comercio se ha denominado como la Curva-S, debido a que parece una “s” horizontal. Este hallazgo corrobora la forma de la Curva J encontrada en investigaciones previas (Bakus *et al.*, 1994).

La condición Marshall – Lerner, la curva J y la curva S han surgido como elementos teóricos y empíricos desarrollados para el estudio, precisamente, de la interacción del tipo de cambio y los flujos del comercio, a corto y largo plazo, (Bahmani – Oskooee *et al.*, 2008); no obstante, diversas investigaciones muestran que las variaciones en el tipo de cambio tienen efectos

indeterminados sobre las exportaciones e importaciones internacionales (Bahmani-Oskooee y Ratha, 2004; Bahmani-Oskooee y Hegerty, 2007; Bahmani *et al.*, 2013).

En la balanza comercial de diversos países (Colombia, Perú, Noruega) se ha demostrado que existe soporte a la condición Marshall - Lerner (Bahmani-Oskooee y Kara, 2005; Rendón y Ramírez, 2005; Bustamante y Morales, 2007; Cao y Ronderos, 2011), sobre todo en países con régimen cambiario fijo (Mahmud *et al.*, 2004); sin embargo, en algunos países como Brasil y México no se encuentra evidencia de ello (Ahumada, 2008; Sastre, 2012).

En un gran número de países se constata que el saldo de la balanza comercial sigue un patrón en forma de una curva J, sobre todo en los del este de Asia, Canadá y EE. UU. (Lal y Lowinger, 2002; Ratha, 2007; Bahmani-Oskooee y Bolhasani, 2008; Harvey, 2009; Soleymani y Saboori, 2011) a pesar de eso, esta evidencia no es plausible en el total de industrias o commodities, sino solo a nivel desagregado; (Bahmani-oskooee y Goswami, 2003; Bahmani-Oskooee *et al.*, 2013; Bahmani-Oskooee y Hegerty, 2014).

Al igual que con la curva J, en estudios posteriores se identificó que el saldo de la balanza comercial de algunos países presenta la forma de la curva S (Ghosh, 2012; Nadenichek, 2012; Bahmani-Oskooee y Xu, 2013) empero, en otros se presentó solo cuando se estudiaron los datos del comercio en forma

desagregada (Bahmani-Oskooee y Ratha, 2009; Bahmani-Oskooee y Ratha, 2011).

En estudios más recientes se ha llegado a la conclusión de que el tipo de cambio real y el saldo de la balanza comercial convergen al equilibrio⁴ en el tiempo; es decir, existe una relación entre ambas variables en el largo plazo; (Irandoost *et al.*, 2006; Khedhiri, 2013; Guy *et al.*, 2010; Bahmani-Oskooee *et al.*, 2011; Šimáková y Stavárek, 2014) a esta forma de interacción entre dos o más variables se le conoce como cointegración.

Para entender el concepto de cointegración, se dice que la serie de tiempo x_t está cointegrada con el vector de cointegración α si cada elemento del vector de series de tiempo x_t tiende a la estacionariedad después de diferenciarlo, y la combinación lineal $\alpha'x_t$ también resulta estacionaria.

Puede que existan varios vectores de cointegración, de modo que α se convierte en una matriz. Si se interpreta $\alpha'x_t = 0$ como equilibrio de largo plazo, la cointegración implica que cualquier desviación del equilibrio es estacionaria, con varianza finita, aun cuando las series mismas sean no estacionarias y tengan varianza infinita (Granger, 1981; Granger y Weiss, 1983).

⁴ Desde el punto de vista de la teoría económica, se puede inferir que si una variable económica difiere de dos variables que tienden al equilibrio, analizadas éstas mediante series de tiempo, siempre existirán fuerzas económicas que tenderán a mantener dichas variables unidas. Una idea similar surge cuando se consideran relaciones de equilibrio, en el que dicho equilibrio es un punto estacionario caracterizado por fuerzas que tienden a mover la economía de un país hacia éste (Engle y Granger, 1987).

La prueba de cointegración más reciente que se emplea para estudiar la relación que existe entre el saldo de la balanza comercial y las variaciones del tipo de cambio es el modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL).

El concepto de cointegración se basa en la existencia de una relación de equilibrio entre variables no estacionarias⁵, por lo que los desequilibrios que se presentan son únicamente de corto plazo.

Si las variables en estudio están cointegradas se puede aceptar que en el largo plazo existe una tendencia común entre la evolución del tipo de cambio real, el SBCA y el PIB de los países en cuestión (Pesaran *et al.*, 2001).

A pesar de que existe una vasta literatura sobre la evidencia empírica de cointegración entre el saldo de la balanza comercial y el tipo de cambio real en varios países, en algunas investigaciones se muestran resultados poco convincentes de ello (Chiu *et al.*, 2010; Halicioglu, 2012; Bahmani-Oskooee *et al.*, 2013).

En México, aunque se ha comprobado que la depreciación de la moneda estimula el crecimiento del sector agrícola (exportador), el tipo de cambio se ha

⁵ Si una serie de tiempo es estacionaria, su media, su varianza y su autocovarianza (en los diferentes rezagos) permanecen iguales sin importar el momento en el cual se midan; es decir, son invariantes respecto del tiempo. Tal serie de tiempo tenderá a regresar a su media (llamada reversión media) y las fluctuaciones alrededor de esta media (medida por su varianza) tendrán una amplitud constante en términos generales (Gujarati, 2010).

mantenido apreciado durante varios años, lo que ha inhibido al subsector exportador; aun así, las exportaciones han mostrado un fuerte dinamismo estimuladas por la productividad, la competitividad y los precios (Ávila *et al.*, 2004).

Escasos estudios han sido realizados para indagar el efecto que tienen las variaciones del tipo de cambio sobre el saldo de la balanza comercial mexicana; en uno de estos estudios no se encuentra efecto alguno de la primer variable sobre la segunda (Díaz, 2006).

No existe un acuerdo común sobre el efecto del tipo de cambio en la balanza comercial mexicana, ya que en uno de los estudios acerca de este efecto se corrobora el fenómeno de la curva S solamente cuando se estudian datos del comercio de manera desagregada (Bahmani-Oskooee y Xu, 2013).

Las investigaciones que han sido llevadas a cabo para estudiar la relación entre las variaciones del tipo de cambio y el SBCA México también son escasas. En un estudio sobre el comercio internacional del maíz mexicano se concluyó que, en el largo plazo, las variaciones en el tipo de cambio, el inventario de ganado y el ingreso per cápita tienen efectos positivos significativos en las importaciones mexicanas provenientes de EE.UU; aunque, en el corto plazo, el TLCAN es el que más influye (Jaramillo y Sarker, 2007).

En otra investigación sobre el tomate fresco de México se concluyó algo parecido a lo obtenido en el estudio del comercio internacional del maíz mexicano; mientras que el tipo de cambio tiene un efecto positivo en los flujos comerciales, la volatilidad de éste tiene un efecto negativo muy significativo. Tanto el TLCAN como el tipo de cambio tienen una importante influencia en el flujo comercial del tomate; sin embargo, los efectos de las variaciones del tipo de cambio superan a los efectos del TLCAN en el corto plazo (Jaramillo y Sarker, 2009). De igual forma, para la leche en polvo proveniente de los EE. UU., se determinó que el tipo de cambio real tiene un efecto positivo sobre las importaciones mexicanas (Jaramillo y Rakhal, 2010).

En lo que concierne al estudio de la relación entre el tipo de cambio y el SBCA de México, analizado por capítulos arancelarios a través de un análisis de cointegración, tal como se hizo en este estudio, se puede decir que no se han realizado investigaciones de esta índole.

Esta investigación tiene cierta similitud en sus objetivos con el desarrollado por Hegerty (2007), en el que analizó el efecto del tipo de cambio, el PIB de EE.UU. y el de México en 102 industrias que forman parte del comercio entre estos dos países; también se relaciona con el de Baek *et al.* (2009), en el que se analizó la balanza comercial agrícola bilateral entre EE.UU., y sus principales 15 socios comerciales, incluido México, de manera desagregada.

CAPÍTULO 3 MATERIALES Y MÉTODOS

3.1 Materiales

Para el cálculo de los coeficientes del modelo fueron utilizados datos trimestrales de las importaciones y exportaciones de EE.UU. para el periodo 1994:01 – 2013:04, obtenidos del Sistema Armonizado (HS, por sus siglas en Inglés)⁶ de la base estadística del Departamento de Agricultura (USDA, por sus siglas en Inglés). Las variables utilizadas fueron: TCR (peso-dólar), SBCA y el PIB de México y de EE. UU.

El análisis se realizó para siete capítulos arancelarios del Sistema Armonizado 2 (HS – 2), los tres más superavitarios (7, 8, 22) y los cuatro más deficitarios (4,12, 2, 10) y para el SBCA, ambos casos por separado.

Los datos del tipo de cambio, peso-dólar, fueron obtenidos del Servicio de Investigación Económica del USDA (ERS, por sus siglas en inglés); la base de datos del PIB de Estados Unidos se tomó de la Oficina de Servicios de Evaluación Económica del Departamento de Comercio de EE.UU. (BEA, por sus siglas en inglés); los datos del PIB de México que se utilizaron fueron los que proporciona el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI).

⁶ El Sistema Internacional de Clasificación y Codificación Armonizado para los Commodities (HS) es utilizado por la Organización Mundial de Aduanas. El HS es un estándar internacional para el comercio mundial, con un nivel de detalle de seis dígitos. Por ejemplo, 10 = cereales, 1005 = maíz, 1005.90 = otro tipo de maíz. Cada país tiene la opción de desagregar los códigos del HS en más dígitos y con mayor detalle de acuerdo a sus requerimientos. En esta investigación, HS-2 significa que se han utilizado los datos con un nivel de desagregación de hasta dos dígitos.

Los softwares estadísticos utilizados para realizar esta investigación fueron: Microfit 5.0 y Microsoft Office 2010.

3.2 Métodos

Las técnicas econométricas de series de tiempo han evolucionado para ser más eficaces y eficientes. Si bien, los economistas y estadísticos iniciaron hace mucho tiempo sus trabajos al modelar las variables en función de los valores rezagados. Este proceso lo llevaron a cabo a través de técnicas como el sistema autorregresivo integrado de promedios móviles (ARIMA), el cual fue pionero de los procesos de Box y Jenkins.

En los primeros estudios que se hicieron con la regresión de series de tiempo se aplicó el procedimiento de mínimos cuadrados ordinarios (MCO); este procedimiento también se ha utilizado en numerosos estudios transversales. La existencia de problemas, que son particulares a la regresión lineal de series de tiempo, como la autocorrelación, se han corregido con técnicas para mantener su utilidad con métodos como el procedimiento de Cochrane – Orcutt. Así, un análisis de la serie de tiempo de la variable X con las variables Y y Z, realizado mediante el método antes mencionado, sería el siguiente:

$$X_t = \alpha + \beta Y_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Este método formula problemas con mayor dificultad tales como: regresiones espurias y correlación, los cuales pueden ser corregidos únicamente mediante

la implementación de técnicas más avanzadas, las cuales se mencionan más adelante.

En los últimos años, los estudios de econometría han detectado que las regresiones simples pueden proporcionar resultados espurios; es decir, que pueden obtenerse coeficientes con poca significancia estadística (valor de $p > \alpha$). Un ejemplo de una correlación espuria es la siguiente: si el PIB real de México guardara una relación con la altura de un árbol, ambas variables podrían marcar una tendencia creciente a lo largo del tiempo, y entonces se podría concluir que éstas tienen una relación positiva, ya que al crecer una, crece la otra; pero de antemano es sabido que no guardan ninguna relación, ya que no existe ninguna relación entre la altura de un árbol y la riqueza de un país; esto no significa que porque el árbol sea más alto, México se volverá más rico. La razón real de este hecho es que ambas variables crecen con el tiempo, independientemente una de la otra, y de los demás factores que pudiesen afectarles. Esto da un sentido de que realmente existe una relación entre las variables debido a sus movimientos coincidentes. Esta relación ficticia se logra quitar cuando se elimina la tendencia.

La cointegración, introducida por Granger (1981); Granger y Weiss (1983) surgió para resolver el problema de correlación espuria, y cuya definición es la siguiente: dos variables que se mueven juntas en el tiempo, aun cuando tengan tendencia creciente (es decir, que tienen un orden de integración $I(1)$), están cointegradas, si existe una combinación lineal de ellas que sea estacionaria (es decir, que sea de orden cero $I(0)$). De esta forma, un análisis de cointegración

muestra si existe una relación de largo plazo entre las variables y si existe una combinación estacionaria entre éstas.

Un concepto relacionado con el concepto de cointegración es el del mecanismo de corrección de errores (ECM, por sus siglas en inglés), el cual permite evaluar tanto la relación de corto plazo (desequilibrio) entre las variables como la de largo plazo (cointegración). Si esta relación está fuera de equilibrio, el efecto del mecanismo de corrección de error tiene signo contrario al cambio (negativo), por lo tanto obliga a que las fluctuaciones del corto plazo tomen de nuevo su valor de cero.

Cuando las variables de orden $I(1)$ dan lugar a correlaciones espurias, se requiere convertirlas en variables de orden $I(0)$ a través de una diferenciación; de esta manera se elimina la tendencia y la serie se hace estacionaria.

La determinación del "orden de integración" (si una variable es integrada de orden cero, uno, o incluso de un orden superior) se hace a menudo con la prueba de raíces unitarias de Dickey-Fuller, con la cual, si hay un proceso autorregresivo de la forma:

$$X_t = \alpha + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

el valor de ρ determina la tendencia de largo plazo de la variable X . Si ρ es igual a uno (llamado "raíz unitaria") X seguirá un patrón aleatorio, y por lo tanto, no será estacionaria. Con la prueba de Dickey-Fuller se detecta la presencia de

raíces unitarias a través de la re-formulación de la ecuación anterior como sigue:

$$X_t - X_{t-1} = \alpha + \rho X_{t-1} - X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2 \text{ a}),$$

o:

$$\Delta_t = \alpha + (\rho - 1)X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2 \text{ b}),$$

y probar, con una prueba tipo t, si $(\rho-1)$ es significativamente diferente de cero. Si se rechaza la hipótesis nula de la existencia de raíz unitaria, se dice que la variable es estacionaria. Otra forma de esta prueba, la aumentada de Dickey-Fuller (ADF), es una extensión que incorpora retrasos de orden superior, siempre que éstos desempeñen la misma función.

Si la variable tiene raíz unitaria, se le aplica la diferenciación hasta que se elimine la raíz. Esto conlleva a la identificación entre los términos $I(0)$, $I(1)$, $I(2)$, ..., $I(q)$. Una variable que es $I(q)$ (integrada de orden q) necesita ser diferenciada q veces antes de que se vuelve estacionaria. Así, una variable $I(2)$ debe ser diferenciada dos veces $\Delta^2(X)$ o $(X_t - X_{t-1}) - (X_{t-1} - X_{t-2})$ - para que se convierta en $I(0)$ estacionaria (Gujarati, 2010).

Los primeros métodos para el análisis de series de tiempo, tales como: MCO, ARIMA, y de vectores autorregresivos (VAR), requerían que las variables se hicieran estacionarias antes de que el investigador pudiera seguirlas utilizando; esto requería que las variables fueran evaluadas con sumo cuidado y

diferenciadas, si era necesario. Al diferenciar las variables, a menudo, se elimina información útil acerca de ellas, puesto que los datos son convertidos en cantidades de cambio más simples. Sin embargo, aún en el método de cointegración de Granger se requieren las pruebas previas de raíz unitarias y la conversión de las variables a estacionarias.

Una vez que las variables son $I(0)$, el residuo de MCO debe ser evaluado con una prueba de raíz para verificar la estacionariedad. Las pruebas preliminares involucradas pueden ser tediosas, ya que implican un gran número de regresiones.

El mecanismo de corrección de errores (ECM) permite que una ecuación incorpore tanto los datos diferenciados como los originales, incorporando así la cantidad de información que se haya perdido debido a la diferenciación.

El ECM es, esencialmente, un término de error que se representa como una función, integrada por variables rezagadas de largo plazo, de una ecuación que se compone por variables diferenciadas. A medida que el modelo alcanza el equilibrio, y el estado estacionario, los cambios en las variables tienden a cero, y solo permanece esta relación de largo plazo (Hegerty, 2007).

Una característica común de los modelos econométricos de autorregresivos de rezagos distribuidos (ARDL), es que se pueden estimar en su forma más simple; es decir, en éstos se establece una variable en función de otra variable, e incluye los valores rezagados de ambas variables en el lado derecho de la ecuación; así, es autorregresivo en el sentido de que vuelve a asignar el valor

pasado a una variable (s), e incorpora en la ecuación rezagos en forma de valores pasados, distribuidos estocásticamente.

Considérese la siguiente ecuación ARDL (1,1), que involucra dos variables con un rezago cada una:

$$X_t = \alpha + \beta_0 Y_t + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

La ecuación anterior se puede convertir en una ecuación que incorpora efectos de corto y largo plazo de la siguiente manera:

$$X_t - X_{t-1} = \alpha + \beta_0 Y_t - \beta_0 Y_{t-1} + \beta_0 Y_{t-1} + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} - X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3 a)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta_0 \Delta Y_t + (\beta_1 + \beta_0) Y_{t-1} + (\beta_2 - 1) X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3 b)$$

Si se divide $(\beta_1 + \beta_0)$ entre $(\beta_2 - 1)$, y se sustituye $-(\beta_1 + \beta_0)/(\beta_2 - 1)$ por λ y $(\beta_2 - 1)$ por ψ , entonces la ecuación se convierte en:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta_0 \Delta Y_t + \lambda(Y_{t-1} - \psi X_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3 c)$$

Se debe tener en cuenta que hay $(\rho - 1)$ rezagos para ΔX en el lado derecho de la ecuación y $(q-1)$ rezagos para ΔY . Para un ARDL (1,1) ΔX no aparece, pero en general $\Delta X_{1-\rho+1}$ rezagos deberían estar a la derecha de la ecuación. La ecuación (4) explica esto a detalle.

La ecuación (3 c) incorpora tanto las primeras diferencias como las variables en su nivel. El término $(Y_{t-1} - \psi X_{t-1})$ representa el mecanismo de corrección de errores, el cual indica que la combinación lineal de X y Y es estacionaria. El

parámetro ψ muestra la proporción de las dos variables en la combinación lineal. Adicionalmente, si el parámetro λ es negativo y significativo, las variables convergen hacia su equilibrio de largo plazo. Si X , por ejemplo, experimenta un impacto positivo, el ΔX será positivo, pero este efecto disminuirá si λ es negativo. Si los dos valores son de signo opuesto, se equilibrarán entre sí. Así también, como ΔX y ΔY tienden a cero en estado estacionario, sólo la combinación lineal (ECM) se mantiene.

El enfoque ARDL de cointegración, introducido por Pesaran *et al.* (2001), hace uso de este tipo de modelo. Una de las ventajas de este modelo, a comparación de los métodos de Engle y Granger (1987) y el de Johansen (1995), es que puede ser aplicado invariablemente de si las variables son puramente $I(1)$ o $I(0)$, o si están mutuamente cointegradas. Asimismo, para este modelo no se requieren las pruebas previas de raíz unitaria, o conocer el orden de integración entre las variables (Pesaran *et.al.*, 2001).

Adicionalmente, se puede obtener el Mecanismo de Corrección de Error (ECM), derivado del ARDL vía una transformación lineal. El modelo ARDL integra la dinámica de corto plazo con el equilibrio de largo plazo, sin perder información de este último. Finalmente, el modelo ARDL es más robusto y se desempeña mejor con tamaños de muestras pequeñas que otras técnicas de cointegración (Pesaran *et. al.*, 2001).

El modelo de la ecuación 3c se puede extender fácilmente más allá del ARDL (1,1) sin sacrificar su poder explicativo. En esta estimación, las variables

rezagadas de nivel están representadas con parámetros distintos, a diferencia de cómo se haría en una combinación lineal. De este modo, la ampliación de la ecuación (3 c) para formar un (ARDL p, q, r) se especifica de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \Delta SBCA_t = & \alpha + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta SBCA_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_j \Delta PIBUSA_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_j \Delta PIBMEX_{t-j} + \\ & \sum_{j=0}^r \gamma_j \Delta TCR_{t-j} + \delta_1 LSBCA_{t-1} + \delta_2 LPIBUSA_{t-1} + \delta_2 LPIBMEX_{t-1} + \delta_3 TCR_{t-1} + V_{j-t} \\ &(4) \end{aligned}$$

Si δ_1 es igual a 1, la combinación lineal de las variables rezagadas de nivel serán igual al término de error en el tiempo t-1 de la ecuación de largo plazo.

De acuerdo con Engle y Granger (1987), el rezago del término de error representa qué tan lejos se encuentra la relación de las variables del equilibrio; si el coeficiente de dichas variables es negativo, entonces éstas tienden al equilibrio.

A largo plazo, todos los términos diferenciado deben de ser igual a cero (en un "estado estacionario"), dejando las variables de nivel como una medida de la relación de largo plazo.

En las especificaciones dadas en la ecuación (4) se muestra que existe cointegración cuando todas las variables de nivel retrasadas están unidas de manera significativa. Dado lo anterior, la hipótesis que se debe probar es la

nula de no existencia de relación de largo plazo entre las variables, definida por:

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0,$$

Contra:

$$H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq 0$$

El estadístico relevante para la significación conjunta de δ_1, δ_2 y δ_3 es el estadístico F.

El proceso ARDL tiene dos etapas. En la primera etapa se prueba la relación de largo plazo entre las variables que se investigan, lo cual se puede verificar mediante el cálculo del estadístico F; con esto se prueba el nivel de significancia de los rezagos de las variables en la forma de corrección de error del modelo fundamental ARDL; sin embargo, la asintótica de este estadístico F es no estándar, independientemente de si los regresores (en el presente trabajo LSBCA, LPIBUSA, LPIBMEX y LTCR) son $I(0)$ o $I(1)$ (Pesaran y Hashem, 2009).

(Pesaran *et al.*, 2001) tabularon los valores críticos apropiados para diferentes números de regresores. Para determinar si el modelo ARDL tiene un intercepto y/o una tendencia se obtuvieron dos conjuntos de valores críticos. Un conjunto asume que todas las variables del modelo ARDL son $I(1)$ y el otro que todas las variables son $I(0)$. Esto provee una banda que cubre todas las posibles clasificaciones de las variables a utilizar $I(0)$ e $I(1)$ para cada aplicación, e

incluso para los fraccionalmente integrados, si el cálculo del estadístico F cae fuera de esta banda.

Se puede tener una decisión concluyente sin necesidad de conocer si las variables fundamentales son $I(0)$ o $I(1)$. Si el estadístico F calculado cae dentro de la banda de valores críticos el resultado de la inferencia no es concluyente y depende de si las variables subyacentes son $I(0)$ o $I(1)$. Es en este paso número uno en el que puede llevarse a cabo pruebas de raíz unitaria en las variables.

Así, el valor del estadístico F, está dado por $F(LX/LY, LZ)$, como ya se ha notado bajo $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$. Este estadístico no tiene una distribución estándar independiente de si LX, LY y LZ son $I(0)$ o $I(1)$. Los valores críticos de los límites para esta prueba son calculados por Pesaran *et al.* (2001).

Si el valor del estadístico F es mayor al límite superior de los valores reportados en las tablas generadas por Pesaran *et al.* (2001), se concluye que existe una relación de largo plazo, y se rechaza la hipótesis nula de no cointegración por lo que se elimina la necesidad de las pruebas de raíz unitaria.

El segundo paso, en el proceso ARDL consiste en analizar los coeficientes de largo plazo en las relaciones de las variables para hacer inferencia acerca de sus valores. Únicamente es apropiado embarcarse en esta etapa si se está satisfecho con la relación de largo plazo, que de hecho es no espuria entre las variables que se estiman.

Así, se puede utilizar esta adaptación del proceso ARDL con un componente de corrección de errores, que ha sido aplicado por autores como Bahmani-Oskooee y Ardalani (2006) y Baek *et al.* (2009). Esto es útil para estudiar la respuesta del comercio bilateral a los cambios en el tipo de cambio.

El modelo evalúa las variaciones, tanto a corto como a largo plazo, en las variables, lo que permite estimar los desequilibrios, así como también los efectos de equilibrio de los cambios de las variables en el lado derecho de la ecuación 4.

Pesaran *et al.* (2001), con el procedimiento de los "límites de prueba", elimina la necesidad de establecer la existencia de cointegración a través de las pruebas de raíz unitaria. Aun así, es necesario realizar una prueba como la de Dickey-Fuller para eliminar la posibilidad de que cualquiera de las variables sean $I(2)$ o más altas.

La realización de las prueba de Dickey-Fuller Aumentada (DFA) en primera diferencia de las variables muestra que las variable no son $I(2)$ y verifica si son estacionarias por diferenciación. Por definición, una variable $I(2)$ requiere una segunda diferenciación para que sea estacionaria, la primera diferenciación va a crear una variable no estacionarias $I(1)$. Así, una variable $I(2)$ no puede ser diferenciada una sola ocasión para crear una que es $I(0)$. Si la prueba DFA muestra que las variables diferenciadas son estacionarias, las variables de nivel deben de ser $I(0)$ o $I(1)$; si todas las variables son $I(0)$ o $I(1)$, la cointegración se puede establecer a través de una única prueba F.

Bahmani-Oskooee y Goswami (2004) señalan que el estadístico F se ve influido por el número de rezagos en el modelo; un valor apropiado para el rezago primero debe ser seleccionado para cada variable en el lado derecho del modelo ARDL. Esto se hace utilizando el Criterio de Información Akaike (AIC). Pesaran y Hashem (2009) indican que, para llevar a cabo la estimación para el periodo, si las observaciones son trimestrales, el máximo orden de rezagos en el modelo ARDL debe ser de 4; y en este caso se retienen las 5 observaciones restantes para realizar predicciones del modelo.

Para conocer las primeras estimaciones de (3c) en la opción ARDL por el método de MCO para todos los posibles valores de $p=0,1,2,\dots,m$, $q_i=0,1,2,\dots,m$, $i=1,2,\dots,k$, se calculan un total de $(m+1)^{k+1}$ modelos ARDL diferentes. El máximo rezago, m , es seleccionado y todos los modelos son estimados usando el mismo periodo de la muestra, es decir $t=m+1, m+2, \dots, n$. Para el caso de este estudio se calculan $m=4$ y $K=4$; por lo tanto, $(4+1)^{4+1}$ es igual a 5^5 , lo que da como resultado 625 regresiones calculadas para encontrar el rezago óptimo de cada variable (Pesaran y Hashem, 2009).

Después del cálculo de las 625 regresiones, el siguiente paso es seleccionar uno de los modelos ARDL estimados, mediante uno de los cuatro criterios de selección de modelos: Criterio de Información Akaike (AIC por sus siglas en inglés), Criterio Bayesiano Schwarz (SBC por sus siglas en inglés), Criterio de Información Hannan-Quinn (HQC por sus siglas en inglés) y el criterio $\overline{R^2}$. Para

la selección del modelo se toma como criterio el que tenga el error estándar más pequeño.

Una vez que se elige el valor del rezago adecuado, éste es usado para estimar el modelo ARDL y así poder encontrar las relaciones de corto y largo plazo. Posteriormente, se calculan los coeficientes de largo plazo y los errores estándar asintóticos del modelo ARDL seleccionado; este procedimiento también proporciona estimaciones del mecanismo de corrección de errores (ECM), para el mismo modelo. El cálculo de los coeficientes de largo plazo es para la respuesta de un cambio de y_t ante un cambio unitario de x_i .

Cualquier análisis de largo plazo sólo es válido si en efecto existe una relación a largo plazo entre las variables; es decir, si existe cointegración. Esto puede verificarse de dos maneras. En primer lugar, la prueba de F, que se ha explicado anteriormente, muestra que las variables están cointegradas si las variables retrazadas de nivel son significativas de manera conjunta. Los valores críticos de la F, que no son estándar, han sido recopilados por Pesaran *et al.* (2001), y han sido evaluados con un nivel de significancia $\alpha = 0.10$.

Para los capítulos arancelarios analizados, cuyos valores se encuentran por debajo del valor crítico, se debe confiar en el segundo método de establecimiento de cointegración. De acuerdo a Hegerty (2007), es posible crear un rezago del término de corrección de error, ECM_{t-1} para los coeficientes de largo plazo; con éstos se pueden reemplazar los coeficientes de la combinación lineal de las variables rezagadas para re-estimar la ecuación

ARDL con el número óptimo de rezagos. Si el coeficiente correspondiente es negativo y significativo, de acuerdo a un conjunto de valores críticos no-estándar proporcionados por Benerjee *et al.* (1997), las variables convergen hacia su equilibrio de largo plazo y por lo tanto están cointegradas.

3.2.1 El modelo econométrico

En este estudio se empleó el enfoque de cointegración desarrollado por Pesaran *et al.* (2001), conocido como “modelo autorregresivo de rezagos distribuidos” (ARDL), para analizar el efecto de largo plazo entre el: tipo de cambio real (TCR), Producto Interno Bruto (PIB) de EE. UU., de México, el SBCA de México – Estados Unidos de América y, de forma separada, el saldo de siete capítulos arancelarios del Sistema Armonizado - 2 (HS – 2), los tres más superavitarios (7, 8, 22) y los cuatro más deficitarios (4,12, 2, 10).

Un modelo de la balanza comercial desarrollado por Rose y Yellen (1989) es usado, el cual se representa en su forma reducida mediante la siguiente ecuación:

$$SBCA = SBCA(PIBUSA, PIBMEX,TCR) \dots\dots\dots (5)$$

Donde:

SBCA: es el saldo de la balanza comercial agroalimentaria total; PIBUSA: es el ingreso de Estados Unidos, para el que se utiliza el PIB como un aproximado; PIBMEX: es el ingreso de México, para el cual se utiliza de igual manera el PIB y, TCR: que es el tipo de cambio real del peso- dólar, y que es definido por:

$$TCR = TCN * \frac{P^*}{P} \quad (6)$$

Donde TCN es el tipo de cambio nominal bilateral, P es el índice de precios al consumidor doméstico y P^* es el índice de precios al consumidor extranjero.

Para escribir el modelo ARDL, el cual se utiliza en esta investigación, se expresa la ecuación (1) en forma doble logarítmica:

$$LSBCA_{it} = \alpha + \beta LPIBUSA_t + \gamma LPIBMEX_t + \delta LTCR_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (7)$$

Donde la $SBCA_{it}$ es igual al cociente de las exportaciones entre las importaciones de México para cada capítulo arancelario i en el tiempo t. Este cociente no tiene unidad de medición, ni es sensible a éstas, y es interpretado como el saldo de la balanza comercial real; además, esta relación puede suavizar el rango de valores de una variable y hacerla menos susceptible a observaciones atípicas o extremas (Baek, *et.al.*, 2009). Finalmente, al tomar logaritmos no importa que existan posibles valores negativos en el SBCA. El TCR es igual al tipo de cambio real peso-dólar durante el año t, de tal manera que un aumento de pesos por dólar representa una depreciación.

Cuadro 3. Variables utilizadas en el modelo econométrico

Variable	Definición	Descripción	Tipo de variable
SBCA	Saldo de la Balanza Comercial Agroalimentaria	Se obtiene dividiendo exportaciones entre importaciones, no tiene unidad de medida, además de que permite reducir la escala de medición y no presenta problema alguno al obtener el logaritmo natural de la variable.	Continua y cuantitativa
PIBUSA	Producto Interno Bruto de EE.UU.	Es la suma de todos los bienes y servicios finales producidos en la economía de EE.UU. y se toma como un aproximado del ingreso de EE.UU.	Continua y cuantitativa
PIBMEX	Producto Interno Bruto de México	Es la suma de todos los bienes y servicios finales producidos en la economía de México y se toma como un aproximado del ingreso de México.	Continua y cuantitativa
TCR	Tipo de Cambio Real	El tipo de cambio real del peso frente al dólar podemos expresarlo de la forma siguiente: $TCR_{\text{peso/dólar}} = (TC_{\text{peso/dólar}} \times PEE.UU.) / PMéx$ Dónde $TC_{\text{peso/dólar}}$ es el tipo de cambio del peso frente al dólar, $PEE.UU.$, es el precio de la cesta de bienes y servicios en Estados Unidos y $PMéx$, es el precio de la cesta de bienes y servicios en México.	Continua y cuantitativa
LSBCA	Logaritmo natural del	Se obtiene la variable aplicando el logaritmo	Continua y cuantitativa

Variable	Definición	Descripción	Tipo de variable
	SBCA	natural a la variable LOG(SBCA)	
LPIBUSA	Logaritmo natural del Producto Interno de EE.UU.	Se obtiene la variable aplicando el logaritmo natural a la variable LOG(PIBUSA)	Continua y cuantitativa
LPIBMEX	Logaritmo natural del Producto Interno de México	Se obtiene la variable aplicando el logaritmo natural a la variable LOG(PIBMEX)	Continua y cuantitativa
LTCR	Logaritmo natural del tipo de cambio real Peso/dólar	Se obtiene la variable aplicando el logaritmo natural a la variable LOG(TCR)	Continua y cuantitativa
Δ LSBCA	Es la diferencia del logaritmo natural del SBCA	Se obtiene la variable diferenciada restándole al periodo t el periodo anterior $t-1$. $LSBCA_t - LSBCA_{t-1}$	Continua y cuantitativa
Δ LPIBUSA	Diferencia del logaritmo natural del Producto Interno de EE.UU.	Se obtiene la variable diferenciada restándole al periodo t el periodo anterior $t-1$. $LPIBUSA_t - LPIBUSA_{t-1}$	Continua y cuantitativa
Δ LPIBMEX	Diferencia del logaritmo natural del Producto Interno de México	Se obtiene la variable diferenciada restándole al periodo t el periodo anterior $t-1$. $LPIBMEX_t - LPIBMEX_{t-1}$	Continua y cuantitativa
Δ LTCR	Diferencia del logaritmo natural del tipo de cambio real Peso/dólar	Se obtiene la variable diferenciada restándole al periodo t el periodo anterior $t-1$. $LTCR_t - LTCR_{t-1}$	Continua y cuantitativa

Fuente: Elaboración propia.

Con respecto a los signos de los coeficientes de la ecuación 7, se espera que $\beta > 0$, $\gamma < 0$, y $\delta > 0$., ya que un incremento en el ingreso de EE.UU. se traduce

como un incremento de las exportaciones mexicanas, con lo cual, mejora el SBCA; sin embargo, si hay un incremento en el ingreso en México, como resultado de un aumento en la producción interna de productos básicos, los cuales sustituyan a la importaciones, las importaciones mexicanas se reducirán, mientras que el ingreso aumentará; en este caso, se espera que $\beta < 0$, $\gamma > 0$ (Magge, 1983; Bahmani-Oskooee; Bahmani-Oskooee y Ratha, 2004). Con respecto al efecto del tipo de cambio, se espera que $\delta > 0$, ya que una depreciación del peso frente al dólar provoca un incremento en las exportaciones y un decremento de las importaciones, por lo que el saldo de la balanza mejora ante esta situación.

La ecuación 7 representa la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables del modelo del SBCA. A pesar de ello, como se mencionó en la introducción, el propósito de esta investigación fue analizar los impactos, tanto de corto como de largo plazo, de las variaciones del tipo de cambio en las exportaciones netas de los productos agroalimentarios de México. Por consiguiente, para identificar el fenómeno económico de la Curva J, se requiere incorporar el corto plazo en la ecuación 7; para ello, se reformula como un modelo ARDL (Pesaran *et al.* 2001). Esto también implica calcular la versión de corrección de errores del modelo ARDL para las variables en estudio como sigue:

$$\Delta LSBCA_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{j=4} \varphi_j \Delta LSBCA_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{j=4} \beta_j \Delta LPIBUSA_{t-j} + \sum_{j=1}^{j=4} \gamma_j \Delta LPIBMEX_{t-j} + \sum_{j=1}^{s=4} \theta_j \Delta LTCR_{tj} + \delta_1 LSBCA_{i,t-1} + \delta_2 LPIBUSA_{t-1} + \delta_3 LPIBMEX_{t-1} + \delta_4 LTCR_{t-1} + V_{j-t}$$

.....(8)

Donde: Δ Es el operador diferenciador; θ_j indica el efecto a corto plazo de las variaciones del tipo de cambio real en el SBCA, y δ_4 , normalizado sobre δ_1 , representa el efecto de largo plazo. Si δ_4 es positivo, una depreciación del peso mejora el saldo de la balanza comercial agroalimentaria en el largo plazo o el de un capítulo arancelario en específico. Los efectos a corto plazo son importantes para determinar si existe la "Curva J", la cual puede ser representada por un efecto negativo en un número bajo de rezagos, pero por un efecto positivo en un número mayor de éstos (Rose y Yellen, 1989). Baek *et. al.* (2009) no detectan efectos negativos a corto plazo seguido por los efectos positivos a largo plazo para el caso del comercio entre México y EE.UU.

CAPÍTULO 4 RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Utilizando datos trimestrales de exportación y de importación de los primeros 24 capítulos del sistema armonizado 2 (exceptuando el 3), para el comercio que se realizó entre México y los EE.UU., durante el período 1994:01 - 2013:04, la ecuación (8) se calcula para el SBCA de México- EE.UU. y para el saldo de los siete capítulos que tienen mayor participación en la balanza comercial agroalimentaria. Debido a que Pesaran *et al.* (2001) constatan que los límites de prueba sólo sirven para las variables que son $I(0)$ o $I(1)$, el primer paso es eliminar la posibilidad de cualquier $I(2)$ en las variables. Esto se realiza mediante una prueba de Dickey-Fuller Aumentada (DFA) sobre las variables originales y en primeras diferencias. Si el resultado está por debajo del valor crítico, la variable es no estacionaria, y por lo tanto, la variable se debe diferenciar para que el valor crítico esté por arriba del límite, y es integrada de orden uno. En el cuadro 4 se muestran los resultados del orden de integración de las variables: Las variables no son $I(2)$; es decir, que todas las variables son $I(0)$ o $I(1)$.

Es necesario determinar la existencia de cointegración con la prueba F y la alternativa es la prueba de ECM. Los resultados se muestran en el cuadro 5.

Cuadro 4. Resultados de la prueba de raíz unitaria Dickey-Fuller.

Variable	Sin intercepto y sin tendencia		Con intercepto pero sin tendencia	
	DF	ADF	DF	ADF
LPIBUSA	8.03	3.66	-3.45	-2.42
Δ LPIBUSA	-3.51	-2.10	-5.30	-3.43
SBCA	-7.46	-12.22	-8.01	-15.56
Δ SBCA	-8.74	-26.30	-8.68	-26.12
LPIBMEX	2.33	3.05	-.99	-.71
Δ LPIBMEX	-12.51	-6.21	-14.31	-7.50
LTCR	-1.24	-1.23	-3.91	-3.52
Δ LTCR	-8.40	-7.89	-8.40	-7.91
SCAP2*	-1.84	-1.43	-.61	-.58
Δ SCAP2	-9.23	-9.05	-9.42	-9.35
SCAP4	-1.50	-1.44	-5.28	-4.89
Δ SCAP4	-11.70	-12.39	-11.62	-12.32
SCAP7	-2.08	-1.97	-7.82	-13.61
Δ SCAP7	-8.98	-24.94	-8.92	-24.79
SCAP8	-2.62	-1.99	-8.23	-8.65
Δ SCAP8	-11.76	-12.55	-11.69	-12.47
SCAP10	-1.01	-.98	-3.76	-2.99
Δ SCAP10	-11.52	-10.13	-11.47	-10.14
SCAP12	-.68	-.47	-6.16	-5.12
Δ SCAP12	-12.15	-10.54	-12.07	-10.47
SCAP22	-.71	-.61	-3.03	-2.71
Δ SCAP22	-9.40	-11.32	-9.34	-11.24

Fuente: elaboración propia con la salida del software Microfit 5.0

Valores críticos: Con intercepto pero sin tendencia -2.90 al nivel del 5%.

*SCAP se refiere al saldo de cada capítulo analizado de la balanza comercial.

Cuadro 5. Resultados de la prueba de cointegración.

Capítulo Arancelario	F	ECM _{t-1}	¿Está cointegrado?
SBCA	3.9824	-0.98901 (-5.0730)**	Si
SCAP2	1.1231	-0.20139 (-2.8525)	No
SCAP4	5.5461	-0.39611 (-2.9304)	Si
SCAP7	6.7744	-0.72764 (-3.4938)**	Si
SCAP8	1.6424	-0.85214 (-4.8292)**	Si
SCAP10	5.5461	-0.64280 (-5.6335)**	Si
SCAP12	2.8488	-0.53406 (-2.5491)	No
SCAP22	1.2999	-0.29825 (-2.9503)*	Si

Fuente: elaboración propia con la salida del software Microfit 5.0

1. Valores con un rezago en el valor de término de corrección de error.
2. El estadístico de ECM es para probar el signo y la significancia del término de corrección de error en cada modelo. Si el rezago del término ECM es negativo y significativo, esto provee evidencia de cointegración. Al nivel de significancia de 10%, el valor crítico es 2.94 y al 95% es de 3.27 de acuerdo con Banerjee *et al.*, (1996).
3. * y** denota valores significativos al 90% y 95% respectivamente.
4. Los valores entre paréntesis corresponden al valor del estadístico t.
5. Los valores para el estadístico F tabulados por Pesaran *et. al* (2001) con un 90% de confiabilidad son 2.425-3.574 y al 95% 2.850-4.049.

Por lo tanto, la hipótesis planteada en esta investigación sí se cumple al comprobar que existe una relación de cointegración entre el tipo de cambio real y el SBCA de México-EE.UU. De acuerdo con la prueba de cointegración, únicamente los capítulos 2 y 12 (Carnes y despojos comestibles, y Semillas oleaginosas) no presentan cointegración; es decir, no hay un efecto del PIB de México, del PIB de EE UU y del TCR en el comportamiento del saldo de dichos capítulos en el largo plazo. Los capítulos que más rápido se ajustan en el tiempo son el 7, 8, y 10, que corresponden a los más dinámicos de los capítulos seleccionados, con un porcentaje de ajuste mayor al 50% en cada periodo.

Para el SBCA se selecciona el modelo (3,3,0,4) con el AIC, ya que es el que presenta los errores estándar más pequeños y con coeficientes estadísticos significativos, siguiendo el mismo criterio se seleccionan los modelos para el saldo de los capítulos que presentan una relación de largo plazo entre sus variables: capítulo 4, criterio SBC (4,0,0,0); capítulo 7 AIC (4,4,4,3); capítulo 8, criterio HQC (4,1,0,0); capítulo 10, criterio SBC (1,0,0,0) y el capítulo 22, criterio SBC (3,0,3,3).

Dado que la cointegración es una condición necesaria para inferir cualquier tipo de efecto a largo plazo, sólo son considerados aquellos capítulos que han demostrado estar cointegrados por cualquiera de las dos pruebas (cuadro 5). Se tiene en consideración que para el SBCA y los capítulos 7 y 10, las dos pruebas muestran evidencia de cointegración; sin embargo, en los capítulos restantes, solo una prueba muestra evidencia de cointegración.

Si el coeficiente obtenido para ECM_{t-1} es negativo y significativo, se considera entonces que existe cointegración en la mayoría de los capítulos. Así, sólo en cinco de los siete capítulos analizados se presenta este efecto de largo plazo. Los coeficientes (con significancia estadística) no significan nada si no existe una verdadera relación de largo plazo entre las variables.

Solo se estiman los coeficientes de corto plazo⁷ para el tipo de cambio real (cuadro 6) con la finalidad de verificar la presencia de la curva J; para el largo plazo se estiman los coeficientes de todas las variables. Los coeficientes estimados para los modelos del SBCA y del saldo de los siete capítulos considerados se presentan en el cuadro 7.

Cuadro 6. Estimación de los coeficientes de corto plazo.

Variable	$\Delta LTCR_t$	$\Delta LTCR_{t-1}$	$\Delta LTCR_{t-2}$	$\Delta LTCR_{t-3}$
SBCA	.45048(2.258)	.026144(1.294)	.67411(3.424)	.038602(.1952)
SCAP4	.10367(.909)	.10168(.879)	-.048171(.427)	.035790(.312)
SCAP7	.11695(1.522)	.018025(.183)	.15621(1.680)	-.013640(.144)
SCAP8	.17902(3.378)	.006091(.086)	.072811(1.220)	.050428(.912)
SCAP10	.22443(1.300)	.014867(.089)	-.040303(.250)	-.29374(1.789)
SCAP22	.11524(2.932)	.001448(.034)	.12783(2.865)	.019461(.4907)

Fuente: elaboración propia con la salida del software Microfit 5.0

⁷ El cálculo de los coeficientes de corto plazo se hace con los modelos seleccionados a través de los criterios mencionados con anterioridad.

Entre paréntesis se anotan los valores absolutos de la prueba t.

El objetivo principal de los coeficientes a corto plazo es el de inferir la presencia de la curva J; por lo tanto, solo en el corto plazo los coeficientes estimados del tipo de cambio real son presentados, y no existe evidencia de la presencia de la Curva J en el SBCA y en ninguno de los cinco capítulos que se analizan. Para identificar la presencia de la curva J, se espera que los coeficientes de los primeros periodos tengan signo negativo, seguido de coeficientes positivos en los periodos siguientes; la hipótesis de la "curva J" sugiere que en el corto plazo el SBCA de México se deteriora después de una depreciación del peso, pero no se encuentra evidencia de que esto ocurra.

De acuerdo con Rose y Yellen (1989), la "Curva J" se define como negativa en los efectos a corto plazo seguido por los efectos positivos a largo plazo. En este estudio, el SBCA y el saldo de los capítulos arancelarios muestran poca evidencia de este fenómeno.

Esto indica que una depreciación real del peso frente al dólar no tiene efectos negativos a corto plazo en el SBCA, ni en el saldo de los capítulos que presentan una relación a largo plazo.

Con el fin de determinar si estos efectos a corto plazo duran en el largo plazo, es importante examinar los coeficientes estimados para el largo plazo (cuadro 7).

Cuadro 7. Estimación de los coeficientes de largo plazo.

	<i>Regresoras</i>	<i>Criterios de Selección del Modelo</i>							
		R2 ajustada (3,3,4,3)		AIC (3,3,0,4)		SBC (3,0,0,0)		HQC (3,3,0,4)	
SBCA	LPIBUSA	.026195	(.0522)	.035806	(.0508)	.074256	(.051906)	.035806	(.050890)
	LPIBMEX	.013481	(.0487)	-.012036	(.0444)	-.053035	(.046332)	-.012036	(.044447)
	LTCR	.021242	(.0152)	.0069300	(.01686)	.035129	(.015185)**	.0069300	(.016865)
	Constante	-.52837	(.3354)	-.17223	(.27411)	.062984	(.29865)	-.17223	(.27411)
SCap2		(1,1,4,1)		(1,1,2,1)		(1,1,2,1)		(1,1,2,1)	
	LPIBUSA	0.69350	(.6944)	.68307	(.55289)	.68307	(.55289)	.68307	(.55289)
	LPIBMEX	0.48235	(.6364)	.45560	(.50588)	.45560	(.50588)	.45560	(.50588)
	LTCR	0.76862	(.2259)***	.74868	(.18175)***	.74868	(.18175)***	.74868	(.18175)***
SCap4	Constante	-16.5721	(4.3696)***	-15.9975	(3.5097)***	-15.9975	(3.5097)***	-15.9975	(3.5097)***
		(4,1,1,0)		(4,1,0,0)		(4,0,0,0)		(4,1,0,0)	
	LPIBUSA	1.8409	(.8231)**	1.5509	(.83800)*	1.5071	(.67878)**	1.5509	(.83800)*
	LPIBMEX	-1.6892	(.8169)**	-1.4321	(.82675)*	-1.2334	(.63327)*	-1.4321	(.82675)*
SCap7	LTCR	.28296	(.2260)	.27576	(.25281)	.25600	(.20292)	.27576	(.25281)
	Constante	8.9907	(5.9051)	7.6012	(6.1206)	4.8101	(4.2127)	7.6012	(6.1206)
		(4,4,4,3)		(4,4,4,3)		(4,3,4,0)		(4,3,4,3)	
	LPIBUSA	.10607	(.2894)	.10607	(.28949)	.053485	(.35143)	.056722	(.32743)
SCap8	LPIBMEX	-.10684	(.2802)	-.10684	(.28029)	-.025185	(.34691)	-.076014	(.31665)
	LTCR	-.047327	(.0811)	-.047327	(.081178)	.0072930	(.079915)	-.068081	(.091264)
	Constante	1.0370	(1.9788)	1.0370	(1.9788)	.086208	(2.4737)	1.0599	(2.2047)
		(4,1,2,0)		(4,1,2,0)		(4,0,0,0)		(4,1,0,0)	
SCap10	LPIBUSA	.12565	(.1844)	.12565	(.18443)	.26547	(.21399)	.18849	(.17577)
	LPIBMEX	-.049399	(.1655)	-.049399	(.16550)	-.20542	(.18985)	-.11713	(.15700)
	LTCR	.26307	(.0584)***	.26307	(.058409)***	.28601	(.066529)***	.26177	(.054028)***
	Constante	-.92903	(1.0224)	-.92903	(1.0224)	.22011	(1.1024)	-.42613	(.94091)
SCap12		(4,0,2,3)		(4,0,2,3)		(1,0,0,0)		(4,0,0,0)	
	LPIBUSA	-0.68836	(1.5828)	-.68836	(1.5828)	.12689	(.63523)	.038606	(.94601)
	LPIBMEX	0.81485	(1.3079)	.81485	(1.3079)	.46518	(.56504)	.45655	(.83051)
	LTCR	-0.40456	(0.43895)	-.40456	(.43895)	-.069560	(.17495)	.081311	(.28492)
SCap12	Constante	-6.2354	(7.7953)	-6.2354	(7.7953)	-9.1149	(3.6383)**	-8.4879	(5.2987)
		(4,0,4,4)		(4,1,1,0)		(4,0,0,0)		(4,0,0,0)	
	LPIBUSA	-.056071	(-2.3085)	-.090241	(-3.6505)	.035869	(.35720)	.035869	(.35720)

	Regresoras	Criterios de Selección del Modelo							
SCap22	LPIBMEX	.13335	(.2972)	.23370	(.31041)	.064691	(.30418)	.064691	(.30418)
	LTCR	.14513	(.1106)	.16036	(.10588)	.15939	(.10606)	.15939	(.10606)
	Constante	-2.3085	(1.8136)	-3.6505	(2.2040)	-2.0963	(1.9220)	-2.0963	(1.9220)
		(4,1,3,4)		(3,1,3,3)		(3,0,3,3)		(3,0,3,3)	
	LPIBUSA	.71187	(.4101)*	.68032	(.34205)*	.71751	(.31285)**	.71751	(.31285)**
	LPIBMEX	-.88577	(.4087)**	-.79312	(.32665)**	-.84180	(.30149)***	-.84180	(.30149)***
	LTCR	.064146(	.1376)	.066267	(.10972)	.057615	(.097930)	.057615	(.097930)
	Constante	7.6215	(3.0331)**	6.4221	(2.2382)***	6.8868	(2.0892)***	6.8868	(2.0892)***

Fuente: elaboración propia con la salida del software Microfit 5.0

Los valores entre paréntesis corresponden al error estándar.

***, ** y * denotan significancia estadística con α de 0.01, 0.05 y 0.1 respectivamente.

Los resultados a largo plazo indican que de los 5 capítulos cointegrados y el SBCA, para los cuales el coeficiente de largo plazo, obtenido para el tipo de cambio real, es positivo y no significativo, excepto para el capítulo 8 (que si es significativo). Lo que implica que una depreciación real del peso frente al dólar mejora el SBCA y los saldos de los capítulos 4, 7, 8, 10 y 22.

Dada la forma del modelo que es doble logarítmica, el valor del coeficiente estimado del tipo de cambio real, puede ser interpretado como la elasticidad del SBCA, respecto del tipo de cambio real, dado que en el SBCA el valor del coeficiente no es mayor a la unidad, no existe evidencia que de que cumpla la condición Marshall - Lerner, y no existe ningún coeficiente de largo plazo para el tipo de cambio real en los capítulos arancelarios que sea superior a la unidad, con lo cual no se puede esperar que en el largo plazo una depreciación mejore el SBCA y de la misma forma, una depreciación real conduzca a un deterioro del mismo.

El estadístico F para la prueba de la hipótesis nula conjunta, de que los coeficientes de estas variables de nivel son cero (es decir, no existe relación de largo plazo entre ellas). Se denota esto para $F(\text{LSBCA/LPIBUSA}, \text{LPIBMEX}, \text{LTCR}) = 3.9824$, como ya se ha notado bajo $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$, esta estadística no tiene una distribución estándar independiente de si LSBCA, LPIBUSA, LPIBMEX, LTCR son $I(0)$ o $I(1)$. Los valores críticos de los límites para esta prueba son calculados por Pesaran *et al.* (2001) y contiene los valores críticos de los límites del estadístico F, versión de esta prueba.

Los valores críticos de los límites prevalecientes para la presente aplicación se dan al 90% del nivel, es dado por 2.425 , 3.574. Desde $F(\text{LSBCA/LPIBUSA, LPIBMEX, LTCR}) = 3.9824$ que supera el límite superior de la banda de valores críticos, es por ello que se puede rechazar la hipótesis nula de no relación de largo plazo (cointegración) entre LSBCA, LPIBUSA, LPIBMEX, LTCR independientemente de su orden de integración.

Considere ahora la importancia del orden del rezago de las variables en el modelo de corrección de error, explicando $\text{DLPIBUSA, DLPIBMEX, DLTCR}$, se debe recalcular la ecuación, cambiamos DLSBCA (que es la variable dependiente) por DLPIBUSA y se calcula el estadístico F para la significancia conjunta de $\text{LSBCA}(-1)$, $\text{LPIBMEX}(-1)$ y $\text{LTCR}(-1)$ en esta nueva regresión. Se debe de obtener $F(\text{LPIBUSA/ LPIBMEX, LTCR, LSBCA}) = 2.0625$. De manera similar para la ecuación de $F(\text{LPIBMEX /, LPIBUSA LTCR, LSBCA}) = 2.8439$ y $F(\text{LTCR /, LPIBUSA, LPIBMEX , LSBCA}) = 1.3543$, dos estadísticas están por debajo del límite inferior de la banda de valores críticos (que es de 2.425-3.574) y por lo tanto la hipótesis nula de que las variables de nivel no entran de manera significativa en las ecuaciones para DLPIBUSA y DLTCR no se pueden rechazar. La que si se rechaza es para DLPIBMEX . Una vez más esta conclusión se mantiene independientemente de si las variables fundamentales son $I(0)$ o $I(1)$.

El resultado de la prueba anterior sugiere que existen relaciones de largo plazo entre LSBCA, LPIBUSA, LPIBMEX y LTCR, y las variables, LPIBUSA y LTCR

se pueden considerar como las variables forzadas de largo plazo, para la explicación de LSBCA.

Las mismas pruebas les fueron aplicadas a los demás capítulos tal como se muestra en el cuadro 8, en donde los resultados para cada capítulo son parecidos al del SBCA.

Cuadro 8. Cálculo del estadístico F.

Variables	F Calculada
(LPIBUSA/LSBCA,LPIBMEX,LTCR)	2.0625
(LPIBMEX/LSBCA,LPIBUSA,LTCR)	2.8439
(LTCR/LSBCA,LPIBUSA, LPIBMEX)	1.3543
(LPIBUSA/LSCAP2,LPIBMEX,LTCR)	1.8266(.139)
(LPIBMEX/LSCAP2,LPIBUSA,LTCR)	3.2920(.018)
(LTCR/LSCAP2,LPIBUSA, LPIBMEX)	1.9062(.124)
(LPIBUSA/LSCAP4,LPIBMEX,LTCR)	1.9062(.124)
(LPIBMEX/LSCAP4,LPIBUSA,LTCR)	3.4037(.016)
(LTCR/LSCAP4,LPIBUSA, LPIBMEX)	1.6446(.178)
(LPIBUSA/LSCAP7,LPIBMEX,LTCR)	1.6155(.185)
(LPIBMEX/LSCAP7,LPIBUSA,LTCR)	2.8553(.033)
(LTCR/LSCAP7,LPIBUSA, LPIBMEX)	1.6697(.172)
(LPIBUSA/LSCAP8,LPIBMEX,LTCR)	1.2353(.308)
(LPIBMEX/LSCAP8,LPIBUSA,LTCR)	2.5758(.049)
(LTCR/LSCAP8,LPIBUSA, LPIBMEX)	3.1108(.023)
(LPIBUSA/LSCAP10,LPIBMEX,LTCR)	1.4038(.247)
(LPIBMEX/LSCAP10,LPIBUSA,LTCR)	3.6639(.011)
(LTCR/LSCAP10,LPIBUSA, LPIBMEX)	1.7111(.163)
(LPIBUSA/LSCAP12,LPIBMEX,LTCR)	1.5772(.195)
(LPIBMEX/LSCAP12,LPIBUSA,LTCR)	3.2214(.020)
(LTCR/LSCAP12,LPIBUSA, LPIBMEX)	1.7422(.156)
(LPIBUSA/LSCAP22,LPIBMEX,LTCR)	1.9154(.123)
(LPIBMEX/LSCAP22,LPIBUSA,LTCR)	3.2464(.019)
(LTCR/LSCAP22,LPIBUSA, LPIBMEX)	2.4112(.062)

Fuente: elaboración propia con la salida del software Microfit 5.0

Valores críticos con k=4, 2.425 con el 90% de confiabilidad.

El modelo de corrección de error puede también ser usado en la pronosticación de la tasa de cambio del SBCA, en el PIB de EE.UU., México y el TCR.

Cuadro 9. Pronósticos del modelo seleccionado.

	Observado	Predicción	Error
2012Q4	0.0115	0.0033984	0.0081019
2013Q1	0.025153	0.024432	7.21E-04
2013Q2	2.81E-04	-0.0091163	0.0093971
2013Q3	-0.030185	-0.014556	-0.015629
2013Q4	0.0099245	0.0093423	5.82E-04

Fuente: elaboración propia con la salida del software Microfit 5.0

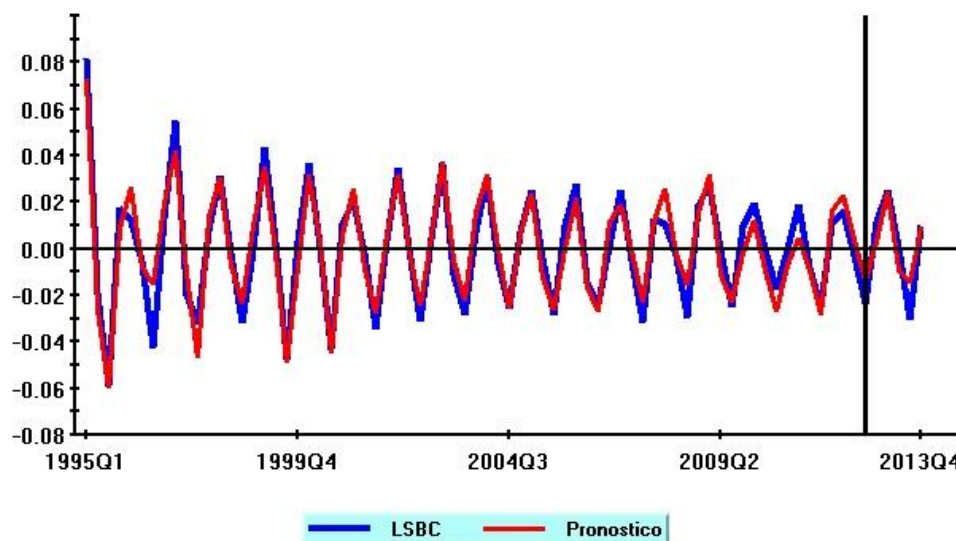
Cuadro 10. Resumen estadístico para los residuos y los errores pronosticados.

	Periodo Estimado	Periodo Pronosticados
	1995Q1 - 2012Q3	2012Q4 - 2013Q4
Media	0	6.35E-04
Media absoluta	0.0063038	0.0068863
Suma de cuadrados de la media	6.21E-01	7.98E-05
Raíz media de la suma de cuadrados	0.0078811	0.008934

Fuente: elaboración propia con la salida del software Microfit 5.0

La media de la raíz cuadrada de los errores pronosticados es de alrededor del .89% por trimestre comparado, con el valor del mismo criterio calculado para todo el periodo estimado que es de .78%, sin embargo el modelo no puede pronosticar la magnitud de la caída del SBCA para el tercer trimestre del 2013.

Finalmente para concluir este proceso se muestra gráficamente el ajuste del modelo seleccionado y los datos que se utilizaron observando un ajuste considerable de los datos como lo muestra la Figura 2.



Fuente: elaboración propia con datos de salida del Software Microfit 5.0

Figura 2. Pronóstico del logaritmo del saldo de la balanza comercial agroalimentaria para el periodo 2012:03 – 2013:04.

CONCLUSIONES

En esta investigación se analizó el SBCA México – EE. UU., y el saldo de siete capítulos arancelarios del sistema armonizado 2 (HS-2, por sus siglas en inglés), los tres más superavitarios (7, 8, 22) y los cuatro más deficitarios (4, 12, 2, 10). Estos capítulos representan el 76% del comercio agroalimentario total entre los dos países en cuestión.

Con base en los resultados obtenidos del modelo econométrico de cointegración ARDL, se observa que no están definidos los efectos negativos del tipo de cambio real, a corto plazo, seguidos de efectos positivos a largo plazo, en el SBCA; esto también ocurre en el saldo de los capítulos arancelarios; por lo anterior, se concluye que no hay algún patrón parecido a la curva J en ninguno de los dos casos estudiados; es decir, que una depreciación del peso frente al dólar, no tiene efecto negativo en el SBCA, ni en el saldo de los capítulos arancelarios en el corto plazo.

La Condición Marshall – Lerner tampoco se cumple para ninguno de los casos estudiados (SBCA y saldo de los capítulos arancelarios); es decir, la suma de las elasticidades precio de la demanda de exportaciones e importaciones es menor que uno; con esta conclusión se corrobora lo obtenido para la curva J; por lo tanto, se determina que el tipo de cambio real no influye en el SBCA en el corto plazo.

De los siete capítulos arancelarios analizados, el saldo de cinco de éstos (el capítulo 4 productos lácteos, el 7 verduras comestibles, el 8 Frutas y frutos

comestibles, el 10 cereales y el 22 bebidas, líquidos alcohólicos y vinagre), están cointegrados; esto quiere decir que estas variables se ven afectadas en el largo plazo por las variaciones del tipo de cambio real; así, una depreciación (apreciación) de la moneda mexicana mejorará (empeorará) el saldo de dichos capítulos.

Por otra parte, el PIB de EE. UU., se incorpora como variable necesaria para explicar el comportamiento del SBCA y el saldo de los capítulos en el largo plazo, explicado a través de un mejoramiento (incremento) del PIB, que hará que EE.UU. incremente sus importaciones, es decir, que se incrementen las exportaciones de México, lo que conlleva a mejorar el SBCA, ya que al incrementarse el numerador del cociente, el saldo mejora y un decremento del mismo lo empeorará; sin embargo, el PIB de México no se identifica como variable obligada para explicar el comportamiento del SBCA.

Mediante la implementación del modelo ARDL, se analizó la relación de largo plazo entre las variables tipo de cambio real con el PIB de EE. UU., el PIB de México y el SBCA México – EE., sin necesidad previa de conocer si estas variables son $I(0)$ o $I(1)$ (orden de integración cero y uno); además, para este modelo no se requirieron las pruebas previas de raíz unitaria, o conocer el orden de integración entre las variables antes de realizar las pruebas de cointegración. Otra característica del modelo ARDL que se utilizó es que integró la dinámica de corto plazo con el equilibrio de largo plazo de las variables, sin perder información de este último.

El análisis de cointegración realizado en este estudio permitió identificar que el tipo de cambio real, el PIB de México, EE. UU., y el SBCA México – EE. UU., (al igual que el saldo de los cinco capítulos antes mencionados) crecen (o decrecen) en el tiempo de una manera acompasada, de tal manera que el error entre ambas no crece, tendiendo al equilibrio en el largo plazo. Este hallazgo es útil para poder determinar el comportamiento del SBCA, cuando existan variaciones en el tipo de cambio real o del PIB; esto también puede permitir hacer pronósticos sobre el comportamiento del SBCA, ya que el hecho de que estén cointegradas implica que la estimación de éstas converge a su valor real, con lo que se puede generar una base de conocimiento para la toma de decisiones en el sector agroalimentario cuya meta sea identificar las variaciones de largo plazo en el SBCA o en el saldo de los capítulos arancelarios por consecuencia de las variaciones en el tipo de cambio, y de esta forma, tomar las medidas precautorias pertinentes.

En línea con futuras investigaciones sobre el tema en estudio se recomienda realizar un análisis de cointegración que considere los 23 capítulos que integran el comercio agroalimentario México – EE.UU. De igual forma, el estudio podría aplicarse al saldo total de la balanza de pagos para analizar el efecto que tiene el tipo de cambio real en éste y para analizar si existe alguna relación de causalidad entre estas dos variables.

Una línea interesante de estudio que se propone para los capítulos superavitarios de la balanza comercial agroalimentaria es analizarlos a nivel de producto, ya que con la cointegración se puede pronosticar el comportamiento

que tendrán estos productos en el mercado de acuerdo al actuar de las variables que se incluyen en el modelo, lo cual puede servir de base para la planificación de la producción de estos productos.

Dado el limitado poder explicativo del enfoque de elasticidades, es necesario probar otros enfoques teóricos en el SBCA, por ejemplo el de absorción, y el monetario, con el fin de poner en contexto otros factores explicativos del desempeño de la balanza comercial agroalimentaria distintos al tipo de cambio real.

LITERATURA CITADA

- Ahumada C., V.M. 2008. Inflación, crecimiento y política macroeconómica en Brasil y México: una investigación empírica. *EconoQuantum*, 4: 35–78.
- Ávila D., J.A., I. Caamal C., D. Martínez L. 2004. El impacto de la tasa de interés y del tipo de cambio en el sector agrícola. *Revista Latinoamericana de Economía: Problemas del Desarrollo*, 34: 87–104.
- Ayala Garay, A.V., D. M. Sangerman-Jarquín, R. Schwentesius R., G. Almaguer V., J. L. Jolalpa B. 2011. Determinación de la competitividad del sector agropecuario en México, 1980-2009. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*, 2: 501–514.
- Alma Velia Ayala Garay¹, Dora Ma. Sangerman-Jarquín¹, Rita Schwentesius Rindermann², Gustavo Almaguer Vargas² y José Luis Jolalpa Barrera.
- Backus, D.K., Kehoe, P.J., Kydland, F.E., 1994. Dynamics of the trade balance and the terms of trade : The J-Curve ?, 84: 84–103.
- Baek, J., Koo, W., Mulik K. 2009. Exchange Rate Dynamics and the Bilateral Trade Balance: The Case of U.S. Agriculture. *Agricultural and Resource Economics Review*. Northeastern Agricultural and Resource Economics Association. 38/2. 213–228.
- Bahmani-oskooee, M.M., G.G. Goswami. 2003. Phenomenon : Japan versus its major trading partners. *Journal of Economics and Finance*, 27: 102–114.
- Bahmani-Oskooee M., A Ratha. 2004. The J-curve: A literature review. *Applied Economics*, 36: 1377-1398.
- Bahmani-Oskooee, M., G.G. Goswami. 2004. Exchange rate sensitivity of Japan's bilateral trade flows. *Japan and the World Economy*, 16: 1–15.
- Bahmani – Oskooee, M., O. Kara 2005. Income and price elasticities of trade: Some new estimates. *The International Trade Journal*, 19:165-178.
- Bahmani-Oskooee, M., Z. Ardalani (2006), Exchange rate sensitivity of US trade flows: evidence from industry data. *Southern Economic Journal*, 72: 542-559.
- Bahmani-Oskooee, M. and S.W. Hegerty. 2007. Exchange rate volatility and trade flows: a review article. *Journal of Economic Studies*, 34: 1-51.

- Bahmani-Oskooee, M. and M. Bolhasani 2008. The J-Curve: Evidence from commodity trade between Canada and the U.S. *Journal of Economics and Finance*, 32: 207–225.
- Bahmani-Oskooee, M., A. Ratha 2009. S-curve dynamics of trade: Evidence from US-Canada commodity trade. *Journal of Economics Issues*, 14: 1-16.
- Bahmani-Oskooee, M., H. Harvey, S. W. Hegerty. 2011. Regime changes and the impact of currency depreciations: the case of Spanish–US industry trade. *Empirica*, 40: 21–37.
- Bahmani-Oskooee, M. and A. Ratha 2011. S-curve dynamics of trade between Sweden and her trading partners. *Economic Systems*, 35: pp.355–362.
- Bahmani-Oskooee, M., H. Harvey, S.W. Hegerty. 2013. Industry trade and exchange-rate fluctuations: Evidence from the U.S. and Chile. *International Review of Economics and Finance*, 29: 619–626.
- Bahmani-Oskooee, M. and J. Xu. 2013. The s-curve dynamics of U.S.-Mexico commodity trade. *Journal of Applied Economics*, 16: 33-48.
- Bahmani-Oskooee M., H. Harvey, H. W. Hegerty 2013. Currency depreciations and the U.S.–Italian trade balance: Industry-level estimates. *Research in Economics*, 67: 215 -225.
- Bahmani-Oskooee M., H. Harvey, H.W. Hegerty. 2014. Brazil--US commodity trade and the J-Curve. *Applied Economics*, 46: 1-13.
- Banco Mundial. 2014. Indicadores del desarrollo mundial. Disponible en línea URL: <http://datos.bancomundial.org/indicador/TG.VAL.TOTL.GD.ZS/countries> el 2 de septiembre de 2014.
- Benerjee, A., J. J. Dolado, R. Mestre. 1997. ECM tests for cointegration in a single equation framework. Documento de trabajo No. 10. Universidad Carlos III de Madrid, España.
- Bustamante, R., Morales F. 2007. Probando la condición de Marshall-Lerner y el efecto Curva-J: Evidencia empírica para el caso peruano. Documento de trabajo No. 16: 103-126.
- Cao A., J., C. Ronderos T. 2011. Commodity and non – commodity trade dynamics in Colombia. *Journal of globalization, Competitiveness and Governability*, 5: 86-105.

- Chiu, Y. B., C., C. C. Lee, C.H. Sun. 2010. The U.S. trade imbalance and real exchange rate: an application of the heterogeneous panel cointegration method. *Economic Modelling*, 27: 705–716.
- Delgadillo, M. J. y Cortez, H. 2003. Seguridad alimentaria y bienestar social en: Torres T., F. 2003. Seguridad alimentaria: seguridad nacional. UNAM - Instituto de Investigaciones Económicas. Primera edición, México, 291 p.
- Departamento de Agricultura de Los Estados Unidos de América (USDA). Base de datos estadísticos. Disponible en línea URL: <http://apps.fas.usda.gov/gats/ExpressQuery1.aspx>
- Diario Oficial de la Federación (DOF). Diciembre de 2013. Decreto por el que se aprueba el programa sectorial de desarrollo agropecuario, Pesquero y Alimentario 2013 - 2018. SECRETARÍA DE AGRICULTURA, GANADERÍA, DESARROLLO RURAL, PESCA Y ALIMENTACIÓN, 109 p.
- Díaz G., D. G. 2006. La relación de largo plazo del PIB mexicano y sus componentes con la actividad económica de cambio real. *Economía Mexicana Nueva Época*, 15: 5–30.
- Dornbusch R., S. Fischer, R. Startz. 2006. Macroeconomía. Novena edición, editorial McGraw-Hill, 656 p.
- Engle, R.F., C.W.J. Granger. 1987. Co-integration and error correction : representation , estimation , and testing. *Econometrica*, 55: 251–276.
- Encinas, C., 2009. Competitividad y tipo de cambio en la economía mexicana. *Comercio exterior*, 59:1–11.
- FAO. 2014. Implicaciones de las políticas económicas en la seguridad alimentaria : Manual de capacitación. Disponible en línea URL: <http://www.fao.org/docrep/004/W3736S/W3736S11.htm>
- Fernández O. 2012. La restricción por Balanza Comercial al crecimiento en: Ordorica, M., J-F. Prud'homme. 2012. Los grandes problemas de México. El Colegio de México, Primera edición, México D.F., 147 p.
- Ghosh, A. 2012. Is there an S-curve relationship between U.S. trade balance and terms of trade? an anaysis across industries and countries. *Economics Bulletin*, 32: 325–337.
- Gómez T., A. 2014. En el juego de los tipos de cambio, México va perdiendo en 2014. Periódico el Financiero. Disponible en línea URL: <http://www.elfinanciero.com.mx/opinion/en-el-juego-de-los-tipos-de-cambio-mexico-va-perdiendo-en-2014.html>

- Granger, C. W. J. 1981. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics* 16: 121—130.
- Granger, C.W. J., Weiss, A. A.: 1983. Time series analysis of error-correction models, in S. Karlin, T. Amemiya and L. A. Goodman (eds), *Studies in Econometrics, Time Series and Multivariate Statistics*. Academic Press, San Diego, pp. 255 - 278.
- Gujarati, D. N. (2010). *Econometría*. Editorial McGraw-Hill Interamericana. Quinta edición. Editores S.A. de C.V. México D.F. Cap. 21, pp:737-772
- Guy H., D. B., Y. Shen, A. Amzath. 2010. The Effects of Real Exchange Rate on Trade Balance in Cote d'Ivoire: Evidence from the cointegration analysis and error-correction models. *Journal of Applied Research in Finance Bi-Annually*, 2: 44 - 60.
- Halicioglu, F. 2012. The J-Curve dynamics of Turkey: an application of ARDL model. Working Paper. Munich Personal RePEc Archive (MPRA), No. 6824: 1-12.
- Harvey, H. 2009. Exchange rate sensitivity in the Philippines : Does the J-curve exist ?. *Asian Journal of Business and Management Sciences* ,2: 51—61.
- Hernández, S.R., C. Fernández C., L. Baptista P. 2006. *Metodología de la Investigación*, Cuarta edición, México, D.F. Editorial Mc Graw Hill – Interamericana, pp: 139 – 150.
- Irlandoust, M., K. Ekblad, J. Parmler. 2006. Bilateral trade flows and exchange rate sensitivity: Evidence from likelihood-based panel cointegration. *Economic Systems*, 30: 70—183.
- Jaramillo V., J.L., R. Sarker 2007. Exchange rate sensitivity of mexican maize imports from the United States. Documento de trabajo. Colegio de Postgraduados, Campus Montecillo, 1-36.
- Jaramillo V., J.L., R. Sarker. 2009. Exchange rate sensitivity of fresh tomatoes Imports from Mexico to the United States. Documento de trabajo. Colegio de Postgraduados, Campus Puebla, 1-36.
- Jaramillo V., J.L., S. Rakhil 2010. Los movimientos en el tipo de cambio y el comercio de leche en polvo entre México y Los Estados Unidos de América: un análisis de cointegración. *El Trimestre Económico*, 77: 219 - 246.

- Johansen S., 1995. Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. *Econometric Theory*, 14: 517–524.
- Junz, H.B. and R. E. Rhomberg 1973. Price competitiveness in export trade among industrial countries. *American Economic Review*, 63: 412 -18.
- Khedhiri, S. 2013. A Panel Cointegration Analysis of the Canadian Trade Balance. *Applied Econometrics and International Development*. 13: 93 – 100.
- Lal A. K., T.C. Lowinger. 2002. The J Curve: evidence from East Asia. *Journal of Economic Integration*, 17: 397-415.
- Lerner, A. 1944. *The Economics of Control. Principles of Welfare Economics*. New York: Macmillan.
- McCombie, J. S.L., A. P. Thirlwall. 2004. *Essays on Balance of Payments Constrained Growth: Theory and Evidence*. Antony Rowe Ltd, Chippenham, Wiltshire, First edition. London, England, 351 p.
- Magee, S. P. 1973. Currency contracts, pass- through and devaluation. *Brooking papers on economic activity*, 1: 303 -23.
- Mahmud, S.F., A. Ulah, Y. Eray M. 2004. Testing Marshall-Lerner condition : a non-parametric approach. *Applied Economics Letters*, 11: 2–7.
- Marshall, A. 1923. *Money, Credit and Commerce*. London: Macmillan and Co.
- Meade, E.E., K.A. Larin. 1988. Exchange rates , adjustment , and the J-curve. Working paper, Federal Reserve Bank of St. Louis: 633 - 644 pp.
- Nadenichek, J. 2012. The S-Curve Revisited : The terms , volume and balance of Trade over the business cycle. *International Journal of Applied Economics*, 9: 39–57.
- Ocegueda H., J.M., 2001. Balanza comercial y crecimiento económico de Baja California. *Revista de Comercio Exterior*, 2: 211 – 221.
- Organización Mundial del Comercio (OMC). 2013. Informe sobre el comercio mundial: factores que determinan el futuro del comercio, pp. 7-17.
- Pesaran, B., M. H. Pesaran. 2009. *Time series econometrics using Microfit 5.0*. First edition. New York, USA. Oxford. 563 p.

- Pesaran, M.H., Y. Shin, R. J. Smith. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289–326
- Ratha, A. 2007. Asian Financial Crisis and the J-Curve : Evidence from South Korea. Documento de trabajo número 16. 1-25.
- Rendón O., H., A. Ramírez H. 2005. Condición Marshall-Lerner : una aproximación al caso colombiano . *Ecos de Economía* 20: 29–58.
- Rose, A.K., J. L. Yellen. (1989). Is there a J-curve?, *Journal of Monetary Economics* 24: 53 – 68.
- Robinson, J. 1937. *Essays in the theory of employment*, London: Macmillan.
- Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación (SAGARPA) 2010. Retos y oportunidades del sistema agroalimentario de México en los próximos 20 años. Disponible en línea URL: <http://www.sagarpa.gob.mx/agronegocios/Documents/pablo/retosyopportunidades.pdf>
- SAGARPA 2013. Diario Oficial de la Federación (DOF). Decreto por el que se aprueba el Programa Sectorial de Desarrollo Agropecuario, Pesquero y Alimentación 2013-2018. El 13 de diciembre de 2013. Disponible en línea URL: <http://www.sagarpa.gob.mx/quienesomos/introduccion/Documents/Programa%20Sectorial%20de%20Desarrollo%20Agropecuaria,%20Pesquero%20y%20Alimentario%202013-2018.pdf>
- Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación (SAGARPA) 2013. Monitor agroeconómico e indicadores de la agroindustria. Disponible en línea URL: http://www.sagarpa.gob.mx/agronegocios/Documents/MonitorNacionalMacro_nv.pdf el 5 de septiembre de 2014.
- Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación (SAGARPA). 2014. Relaciones comerciales del sector agroalimentario y pesquero. Disponible en línea URL: <http://www.sagarpa.gob.mx/asuntosinternacionales/cooperacioninternacional/Documents/Febrero%202014/Expectativas%20de%20las%20Negociaciones%20Comerciales%20Internacionales.pdf> a).
- Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación (SAGARPA). Primavera 2014. Productores modelo de MCS. Conoce quien

es quien en la industria agroalimentaria. Revista Oficial México Calidad Suprema, pp. 3 - 40 b).

Sastre, L. 2012. Simultaneity between export and import flows and the Marshall–Lerner condition. *Economic Modelling*, 29: 879–883.

Šimáková, J., D. Stavárek, D. 2014. Exchange-rate impact on the industry-level trade flows in the Czech Republic. *Procedia Economics and Finance*, 12: 679–686.

Soleymani, A., B. Saboori. 2011. The J - Curve: Evidence from commodity trade between Malaysia and Japan. *The International Journal of Applied Economics and Finance*, 6: 64-73.

Thirlwall, Anthony. 1979. "The balance of payments constrained growth as an explanation of international growth rate differences", *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, vol. 128, Roma, 1979, pp. 48-53

World Economic Forum. 2014. The Global Competitiveness Report, Geneva Switzerland. Informe Global de competitividad

Paginas Consultadas

<http://eleconomista.com.mx/mercados-estadisticas/2013/04/02/exportaciones-aumentan-pese-tipo-cambio>
Manuel Guzmán M. Abr 2, 2013 |

The Big Mac Index. 2014. Purchasing power parity 101 – a beginner's guide. Disponible en línea URL: <http://bigmacindex.org/?s=THE+YUAN>

<http://www.fas.usda.gov/gats/ExpressQuery1.aspx> Data Source: Department of Commerce, U.S. Census Bureau, Foreign Trade Statistics. Product Group : Harmonized

<http://www.bea.gov/national/index.htm>
Current-Dollar and "Real" Gross Domestic Product

<http://www.inegi.org.mx/sistemas/bie/>
<http://www.ers.usda.gov/data-products/agricultural-exchange-rate-data-set.aspx#.VA-6aPI5Ncg>

Anexos

Salidas del paquete Microfit 5.0

Capítulo 2

```
Variable Addition Test (OLS case)
Dependent variable is DLSCAP
List of the variables added to the regression:
LSCAP(-1)      LPIBUSA(-1)      LPIBMEX(-1)      LTCR(-1)
70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
INPT           -2.5616          1.5038              -1.7035[.095]
DLSCAP(-1)     .070703          .16257              .43490[.666]
DLSCAP(-2)     -.11182          .16627              -.67249[.504]
DLSCAP(-3)     -.11151          .15711              -.70974[.481]
DLSCAP(-4)     .11600           .14302              .81112[.421]
DLPIBUSA(-1)   -.66198          .56285              -1.1761[.245]
DLPIBUSA(-2)   .95386           .57504              1.6588[.104]
DLPIBUSA(-3)   .92399           .58579              1.5773[.121]
DLPIBUSA(-4)   -.96105          .52581              -1.8278[.074]
DLPIBMEX(-1)   -.18638          .25733              -.72427[.472]
DLPIBMEX(-2)   -.14543          .27126              -.53612[.594]
DLPIBMEX(-3)   -.085374         .24802              -.34423[.732]
DLPIBMEX(-4)   -.20982          .21568              -.97283[.335]
DLTCR(-1)      .040436          .065120             .62095[.538]
DLTCR(-2)      -.014515         .069004             -.21035[.834]
DLTCR(-3)      .11234           .065819             1.7068[.094]
DLTCR(-4)      -.022083         .061866             -.35694[.723]
LSCAP(-1)      -.17046          .10301              -1.6548[.104]
LPIBUSA(-1)    .091753          .12943              .70888[.482]
LPIBMEX(-1)    .089586          .12023              .74514[.460]
LTCR(-1)       .078500          .060792             1.2913[.203]
*****
Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:
Lagrange Multiplier Statistic      CHSQ(4)= 5.8789[.208]
Likelihood Ratio Statistic          CHSQ(4)= 6.1405[.189]
F Statistic                          F(4,49)= 1.1231[.356]
*****
```

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DLPIBUSA

List of the variables added to the regression:

LSCAP(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCR(-1)

70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	.064697	.46891	.13797[.891]
DLSCAP(-1)	.10601	.050694	2.0912[.042]
DLSCAP(-2)	.073095	.051848	1.4098[.165]
DLSCAP(-3)	.016493	.048990	.33665[.738]
DLSCAP(-4)	.028431	.044596	.63754[.527]
DLPIBUSA(-1)	.031340	.17551	.17857[.859]
DLPIBUSA(-2)	.068063	.17931	.37958[.706]
DLPIBUSA(-3)	-.21098	.18266	-1.1551[.254]
DLPIBUSA(-4)	-.043960	.16396	-.26812[.790]
DLPIBMEX(-1)	.11347	.080241	1.4141[.164]
DLPIBMEX(-2)	.11415	.084583	1.3496[.183]
DLPIBMEX(-3)	.077232	.077337	.99865[.323]
DLPIBMEX(-4)	.073540	.067255	1.0935[.280]
DLTCR(-1)	-.031916	.020306	-1.5718[.122]
DLTCR(-2)	-.019113	.021517	-.88826[.379]
DLTCR(-3)	-.0040763	.020524	-.19862[.843]
DLTCR(-4)	-.0037230	.019291	-.19299[.848]
LSCAP(-1)	-.025901	.032120	-.80636[.424]
LPIBUSA(-1)	.033779	.040360	.83693[.407]
LPIBMEX(-1)	-.026900	.037489	-.71753[.476]
LTCR(-1)	.018293	.018956	.96499[.339]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic	CHSQ(4)=	9.0832[.059]
Likelihood Ratio Statistic	CHSQ(4)=	9.7290[.045]
F Statistic	F(4,49)=	1.8266[.139]

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DLPIBMEX

List of the variables added to the regression:

LSCAP(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCR(-1)

70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	1.8536	.97355	1.9039[.063]
DLSCAP(-1)	-.14933	.10525	-1.4188[.162]
DLSCAP(-2)	.013151	.10765	.12217[.903]
DLSCAP(-3)	-.026791	.10171	-.26340[.793]
DLSCAP(-4)	-.017570	.092590	-.18976[.850]
DLPIBUSA(-1)	1.0777	.36440	2.9575[.005]
DLPIBUSA(-2)	.78626	.37229	2.1120[.040]
DLPIBUSA(-3)	-.57465	.37924	-1.5152[.136]
DLPIBUSA(-4)	.33506	.34041	.98428[.330]
DLPIBMEX(-1)	-.47567	.16660	-2.8552[.006]
DLPIBMEX(-2)	-.21973	.17561	-1.2512[.217]
DLPIBMEX(-3)	-.33183	.16057	-2.0666[.044]
DLPIBMEX(-4)	.21933	.13963	1.5708[.123]
DLTCR(-1)	-.11250	.042159	-2.6684[.010]
DLTCR(-2)	-.096860	.044674	-2.1682[.035]
DLTCR(-3)	-.10897	.042612	-2.5573[.014]
DLTCR(-4)	-.0017020	.040053	-.042493[.966]
LSCAP(-1)	.14370	.066689	2.1548[.036]
LPIBUSA(-1)	.093727	.083796	1.1185[.269]
LPIBMEX(-1)	-.16789	.077836	-2.1570[.036]
LTCR(-1)	.010798	.039357	.27436[.785]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic	CHSQ(4)=	14.8271[.005]
Likelihood Ratio Statistic	CHSQ(4)=	16.6616[.002]
F Statistic	F(4,49)=	3.2920[.018]

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DLTCR

List of the variables added to the regression:

LSCAP(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCR(-1)

70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	4.5188	3.0063	1.5031[.139]
DLSCAP(-1)	-.98948	.32502	-3.0444[.004]
DLSCAP(-2)	-.29470	.33241	-.88655[.380]
DLSCAP(-3)	.032400	.31409	.10315[.918]
DLSCAP(-4)	-.55570	.28592	-1.9436[.058]
DLPIBUSA(-1)	-.10534	1.1253	-.093618[.926]
DLPIBUSA(-2)	1.3256	1.1496	1.1530[.254]
DLPIBUSA(-3)	.029932	1.1711	.025559[.980]
DLPIBUSA(-4)	.26061	1.0512	.24792[.805]
DLPIBMEX(-1)	-.63412	.51445	-1.2326[.224]
DLPIBMEX(-2)	-.35958	.54229	-.66308[.510]
DLPIBMEX(-3)	-.15734	.49583	-.31732[.752]
DLPIBMEX(-4)	-.38983	.43119	-.90407[.370]
DLTCR(-1)	.22410	.13019	1.7214[.091]
DLTCR(-2)	.063946	.13795	.46354[.645]
DLTCR(-3)	.068225	.13158	.51849[.606]
DLTCR(-4)	.048119	.12368	.38905[.699]
LSCAP(-1)	.37055	.20594	1.7993[.078]
LPIBUSA(-1)	-.22649	.25876	-.87526[.386]
LPIBMEX(-1)	-.095214	.24036	-.39614[.694]
LTCR(-1)	-.28592	.12153	-2.3526[.023]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic	CHSQ(4)=	9.4256[.051]
Likelihood Ratio Statistic	CHSQ(4)=	10.1236[.038]
F Statistic	F(4,49)=	1.9062[.124]

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach

ARDL(1,1,4,1) selected based on R-BAR Squared Criterion

Dependent variable is LSCAP

71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LPIBUSA	.69350	.69442	.99867[.322]
LPIBMEX	.48235	.63648	.75784[.452]
LTCR	.76862	.22594	3.4018[.001]
INPT	-16.5721	4.3696	-3.7926[.000]

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model

F-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
2.2503	3.3679	4.5508	2.7932	3.8715

W-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
9.0012	13.4717	18.2030	11.1729	15.4862

If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations using 20000 replications.

```

      Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
      ARDL(1,1,2,1) selected based on Akaike Information Criterion
      Dependent variable is LSCAP
      71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
      *****
      Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio[Prob]
      LPIBUSA             .68307             .55289             1.2355[.221]
      LPIBMEX             .45560             .50588             .90062[.371]
      LTCR                .74868             .18175             4.1192[.000]
      INPT               -15.9975             3.5097            -4.5581[.000]
      *****

      Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
      *****
      F-statistic  95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
      3.0570       3.3679       4.5508       2.7932       3.8715

      W-statistic  95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
      12.2278      13.4717      18.2030      11.1729      15.4862
      *****
      If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
      above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
      it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
      rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
      using 20000 replications.

```

```

      Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
      ARDL(1,1,2,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
      Dependent variable is LSCAP
      71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
      *****
      Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio[Prob]
      LPIBUSA             .68307             .55289             1.2355[.221]
      LPIBMEX             .45560             .50588             .90062[.371]
      LTCR                .74868             .18175             4.1192[.000]
      INPT               -15.9975             3.5097            -4.5581[.000]
      *****

      Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
      *****
      F-statistic  95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
      3.0570       3.3679       4.5508       2.7932       3.8715

      W-statistic  95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
      12.2278      13.4717      18.2030      11.1729      15.4862
      *****
      If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
      above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
      it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
      rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
      using 20000 replications.

```

```

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(1,1,2,1) selected based on Hannan-Quinn Criterion
Dependent variable is LSCAP
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LPIBUSA        .68307          .55289              1.2355[.221]
LPIBMEX        .45560          .50588              .90062[.371]
LTCR           .74868          .18175              4.1192[.000]
INPT           -15.9975        3.5097              -4.5581[.000]
*****

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic    95% Lower Bound    95% Upper Bound    90% Lower Bound    90% Upper Bound
3.0570         3.3679              4.5508              2.7932              3.8715

W-statistic    95% Lower Bound    95% Upper Bound    90% Lower Bound    90% Upper Bound
12.2278        13.4717             18.2030             11.1729             15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
ARDL(1,1,2,1) selected based on Akaike Information Criterion
Dependent variable is dLSCAP
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
dLPIBUSA       1.6428          .45737              3.5919[.001]
dLPIBMEX       -.69545         .13109              -5.3050[.000]
dLPIBMEX1      -.28314         .10474              -2.7034[.009]
dLTCR          .26500         .042045             6.3029[.000]
ecm(-1)        -.20139         .070599             -2.8525[.006]
*****
List of additional temporary variables created:
dLSCAP = LSCAP-LSCAP(-1)
dLPIBUSA = LPIBUSA-LPIBUSA(-1)
dLPIBMEX = LPIBMEX-LPIBMEX(-1)
dLPIBMEX1 = LPIBMEX(-1)-LPIBMEX(-2)
dLTCR = LTCR-LTCR(-1)
ecm = LSCAP -.68307*LPIBUSA -.45560*LPIBMEX -.74868*LTCR + 15.9975*INPT
*****
R-Squared      .67945      R-Bar-Squared      .63809
S.E. of Regression .020285    F-Stat.      F(5,65)      26.2840[.000]
Mean of Dependent Variable .0080329    S.D. of Dependent Variable .033718
Residual Sum of Squares .025511    Equation Log-likelihood      180.8177
Akaike Info. Criterion 171.8177    Schwarz Bayesian Criterion 161.6356
DW-statistic    1.6227
*****
R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable
dLSCAP and in cases where the error correction model is highly
restricted, these measures could become negative.

```

```

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic   95% Lower Bound   95% Upper Bound   90% Lower Bound   90% Upper Bound
      3.0570           3.3679           4.5508           2.7932           3.8715

W-statistic   95% Lower Bound   95% Upper Bound   90% Lower Bound   90% Upper Bound
      12.2278          13.4717          18.2030          11.1729          15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

```

Capítulo 4

```

Variable Addition Test (OLS case)
Dependent variable is DLSCAP
List of the variables added to the regression:
LSCAP(-1)      LPIBUSA(-1)      LPIBMEX(-1)      LTCR(-1)
70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
INPT           4.8030           2.1039              2.2829[.027]
DLSCAP(-1)     .15394           .16220              .94905[.347]
DLSCAP(-2)     .041893          .14349              .29195[.772]
DLSCAP(-3)     .11186           .12368              .90439[.370]
DLSCAP(-4)     .48790           .10576              4.6132[.000]
DLPIBUSA(-1)   .028175          1.1356              .024811[.980]
DLPIBUSA(-2)   -.70333          1.1809              -.59557[.554]
DLPIBUSA(-3)   -1.4454          1.2031              -1.2014[.235]
DLPIBUSA(-4)   -2.3650          1.1308              -2.0914[.042]
DLPIBMEX(-1)   .55635           .58370              .95314[.345]
DLPIBMEX(-2)   .97840           .54397              1.7986[.078]
DLPIBMEX(-3)   1.0951           .47303              2.3152[.025]
DLPIBMEX(-4)   .22468           .38445              .58443[.562]
DLTCR(-1)      .14413           .096803             1.4889[.143]
DLTCR(-2)      -.0096538        .12967              -.074449[.941]
DLTCR(-3)      .14417           .12248              1.1771[.245]
DLTCR(-4)      -.12882          .12414              -1.0377[.304]
LSCAP(-1)      -.78115          .16826              -4.6426[.000]
LPIBUSA(-1)    1.1709           .37227              3.1454[.003]
LPIBMEX(-1)    -.99691          .33134              -3.0087[.004]
LTCR(-1)       .017077          .085290             .20022[.842]
*****
Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:
Lagrange Multiplier Statistic      CHSQ(4)= 21.8154[.000]
Likelihood Ratio Statistic          CHSQ(4)= 26.1419[.000]
F Statistic                          F(4,49)= 5.5461[.001]
*****

```

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DLPIBUSA

List of the variables added to the regression:
 LSCAP(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCCR(-1)

70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	.059823	.29629	.20191[.841]
DLSCAP(-1)	-.029832	.022842	-1.3060[.198]
DLSCAP(-2)	-.032811	.020207	-1.6237[.111]
DLSCAP(-3)	-.029251	.017417	-1.6794[.099]
DLSCAP(-4)	-.010579	.014894	-.71028[.481]
DLPIBUSA(-1)	.27804	.15992	1.7386[.088]
DLPIBUSA(-2)	.25904	.16631	1.5576[.126]
DLPIBUSA(-3)	-.013088	.16942	-.077252[.939]
DLPIBUSA(-4)	.10511	.15925	.66004[.512]
DLPIBMEX(-1)	-.062181	.082200	-.75645[.453]
DLPIBMEX(-2)	-.068492	.076605	-.89409[.376]
DLPIBMEX(-3)	-.057197	.066615	-.85862[.395]
DLPIBMEX(-4)	-.026108	.054140	-.48223[.632]
DLTCCR(-1)	-.019879	.013632	-1.4582[.151]
DLTCCR(-2)	-.010698	.018261	-.58587[.561]
DLTCCR(-3)	-.010038	.017248	-.58195[.563]
DLTCCR(-4)	-.0054340	.017482	-.31084[.757]
LSCAP(-1)	.047617	.023695	2.0096[.050]
LPIBUSA(-1)	-.039201	.052425	-.74775[.458]
LPIBMEX(-1)	.018339	.046661	.39303[.696]
LTCCR(-1)	.012594	.012011	1.0485[.300]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic	CHSQ(4)=	11.4079[.022]
Likelihood Ratio Statistic	CHSQ(4)=	12.4526[.014]
F Statistic	F(4,49)=	2.3851[.064]

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DLPIBMEX

List of the variables added to the regression:
 LSCAP(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCCR(-1)

70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	-.54997	.64946	-.84681[.401]
DLSCAP(-1)	-.052410	.050070	-1.0467[.300]
DLSCAP(-2)	-.0089018	.044294	-.20097[.842]
DLSCAP(-3)	-.011356	.038179	-.29745[.767]
DLSCAP(-4)	-.7502E-3	.032648	-.022979[.982]
DLPIBUSA(-1)	1.0497	.35054	2.9944[.004]
DLPIBUSA(-2)	.98203	.36454	2.6939[.010]
DLPIBUSA(-3)	-.55180	.37137	-1.4858[.144]
DLPIBUSA(-4)	.43939	.34907	1.2588[.214]
DLPIBMEX(-1)	-.58323	.18018	-3.2369[.002]
DLPIBMEX(-2)	-.36800	.16792	-2.1915[.033]
DLPIBMEX(-3)	-.44869	.14602	-3.0728[.003]
DLPIBMEX(-4)	.16293	.11867	1.3729[.176]
DLTCCR(-1)	-.19355	.029882	-6.4773[.000]
DLTCCR(-2)	-.13110	.040027	-3.2752[.002]
DLTCCR(-3)	-.13128	.037808	-3.4724[.001]
DLTCCR(-4)	-.011253	.038320	-.29366[.770]
LSCAP(-1)	.079541	.051938	1.5315[.132]
LPIBUSA(-1)	.043801	.11491	.38117[.705]
LPIBMEX(-1)	-.0019689	.10228	-.019250[.985]
LTCCR(-1)	.077640	.026328	2.9490[.005]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic	CHSQ(4)=	15.2204[.004]
Likelihood Ratio Statistic	CHSQ(4)=	17.1625[.002]
F Statistic	F(4,49)=	3.4037[.016]

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DLTCR

List of the variables added to the regression:

LSCAP(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCR(-1)

70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	-.74527	2.1118	-.35291[.726]
DLSCAP(-1)	-.043991	.16281	-.27020[.788]
DLSCAP(-2)	.10163	.14403	.70560[.484]
DLSCAP(-3)	.027264	.12414	.21962[.827]
DLSCAP(-4)	.036576	.10616	.34455[.732]
DLPIBUSA(-1)	-1.3813	1.1398	-1.2118[.231]
DLPIBUSA(-2)	1.2557	1.1853	1.0593[.295]
DLPIBUSA(-3)	-.61997	1.2075	-.51341[.610]
DLPIBUSA(-4)	-.16481	1.1350	-.14520[.885]
DLPIBMEX(-1)	-.033181	.58588	-.056634[.955]
DLPIBMEX(-2)	-.16995	.54600	-.31126[.757]
DLPIBMEX(-3)	-.22172	.47479	-.46697[.643]
DLPIBMEX(-4)	.086715	.38588	.22472[.823]
DLTCR(-1)	-.028976	.097164	-.29822[.767]
DLTCR(-2)	-.097682	.13015	-.75052[.457]
DLTCR(-3)	.15015	.12294	1.2214[.228]
DLTCR(-4)	-.035444	.12460	-.28446[.777]
LSCAP(-1)	.10982	.16888	.65027[.519]
LPIBUSA(-1)	-.33765	.37365	-.90364[.371]
LPIBMEX(-1)	.27366	.33257	.82285[.415]
LTCR(-1)	-.18502	.085607	-2.1613[.036]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic	CHSQ(4)=	8.2855[.082]
Likelihood Ratio Statistic	CHSQ(4)=	8.8184[.066]
F Statistic	F(4,49)=	1.6446[.178]

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach

ARDL(4,1,1,0) selected based on R-BAR Squared Criterion

Dependent variable is LSCAP

71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LPIBUSA	1.8409	.82311	2.2365[.029]
LPIBMEX	-1.6892	.81699	-2.0676[.043]
LTCR	.28296	.22601	1.2519[.215]
INPT	8.9907	5.9051	1.5225[.133]

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model

F-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
4.6829	3.3679	4.5508	2.7932	3.8715

W-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
18.7314	13.4717	18.2030	11.1729	15.4862

If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations using 20000 replications.


```

      Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
      ARDL(4,1,0,0) selected based on Akaike Information Criterion
Dependent variable is LSCAP
  71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LPIBUSA        1.5509            .83800              1.8507[.069]
LPIBMEX       -1.4321            .82675              -1.7322[.088]
LTCR           .27576           .25281              1.0908[.280]
INPT           7.6012           6.1206              1.2419[.219]
*****

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic    95% Lower Bound    95% Upper Bound    90% Lower Bound    90% Upper Bound
  4.7025         3.3679         4.5508         2.7932         3.8715

W-statistic    95% Lower Bound    95% Upper Bound    90% Lower Bound    90% Upper Bound
 18.8101        13.4717        18.2030        11.1729        15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

```

```

      Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
      ARDL(4,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
Dependent variable is LSCAP
  71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LPIBUSA        1.5071            .67878              2.2204[.030]
LPIBMEX       -1.2334            .63327              -1.9477[.056]
LTCR           .25600           .20292              1.2616[.212]
INPT           4.8101           4.2127              1.1418[.258]
*****

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic    95% Lower Bound    95% Upper Bound    90% Lower Bound    90% Upper Bound
  4.1101         3.3679         4.5508         2.7932         3.8715

W-statistic    95% Lower Bound    95% Upper Bound    90% Lower Bound    90% Upper Bound
 16.4403        13.4717        18.2030        11.1729        15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

```

```

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(4,1,0,0) selected based on Hannan-Quinn Criterion
Dependent variable is LSCAP
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LPIBUSA        1.5509              .83800              1.8507[.069]
LPIBMEX        -1.4321              .82675              -1.7322[.088]
LTCR           .27576             .25281              1.0908[.280]
INPT           7.6012             6.1206              1.2419[.219]
*****

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic    95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
4.7025         3.3679          4.5508          2.7932          3.8715

W-statistic    95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
18.8101        13.4717         18.2030         11.1729         15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
ARDL(4,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
*****
Dependent variable is dLSCAP
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
dLSCAP1        -.33536           .13778              -2.4340[.018]
dLSCAP2        -.45721           .11050              -4.1377[.000]
dLSCAP3        -.33769           .10173              -3.3195[.002]
dLPIBUSA       .59699           .27400              2.1788[.033]
dLPIBMEX       -.48857           .23235              -2.1027[.039]
dLTCR          .10140           .070660             1.4351[.156]
ecm(-1)        -.39611           .13517              -2.9304[.005]
*****
List of additional temporary variables created:
dLSCAP = LSCAP-LSCAP(-1)
dLSCAP1 = LSCAP(-1)-LSCAP(-2)
dLSCAP2 = LSCAP(-2)-LSCAP(-3)
dLSCAP3 = LSCAP(-3)-LSCAP(-4)
dLPIBUSA = LPIBUSA-LPIBUSA(-1)
dLPIBMEX = LPIBMEX-LPIBMEX(-1)
dLTCR = LTCR-LTCR(-1)
ecm = LSCAP -1.5071*LPIBUSA + 1.2334*LPIBMEX -.25600*LTCR -4.8101*INPT
*****
R-Squared      .55718      R-Bar-Squared      .50797
S.E. of Regression .050447      F-Stat.      F(7,63)      11.3241[.000]
Mean of Dependent Variable .0051635      S.D. of Dependent Variable .071918
Residual Sum of Squares .16033      Equation Log-likelihood      115.5645
Akaike Info. Criterion      107.5645      Schwarz Bayesian Criterion      98.5137
DW-statistic      1.6623
*****
R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable
dLSCAP and in cases where the error correction model is highly
restricted, these measures could become negative.

```

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model

```
*****
F-statistic  95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
4.1101      3.3679          4.5508          2.7932          3.8715
```

```
W-statistic  95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
16.4403     13.4717          18.2030          11.1729          15.4862
```

If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations using 20000 replications.

Autoregressive Distributed Lag Estimates

ARDL(4,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LSCAP

71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LSCAP(-1)	.26853	.11428	2.3499[.022]
LSCAP(-2)	-.12185	.11230	-1.0851[.282]
LSCAP(-3)	.11952	.10824	1.1042[.274]
LSCAP(-4)	.33769	.10173	3.3195[.002]
LPIBUSA	.59699	.27400	2.1788[.033]
LPIBMEX	-.48857	.23235	-2.1027[.039]
LTCR	.10140	.070660	1.4351[.156]
INPT	1.9053	1.4762	1.2907[.202]

R-Squared	.53867	R-Bar-Squared	.48741
S.E. of Regression	.050447	F-Stat.	F(7,63) 10.5088[.000]
Mean of Dependent Variable	-.24506	S.D. of Dependent Variable	.070461
Residual Sum of Squares	.16033	Equation Log-likelihood	115.5645
Akaike Info. Criterion	107.5645	Schwarz Bayesian Criterion	98.5137
DW-statistic	1.6623		

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model

```
*****
F-statistic  95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
4.1101      3.3679          4.5508          2.7932          3.8715
```

```
W-statistic  95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
16.4403     13.4717          18.2030          11.1729          15.4862
```

If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations using 20000 replications.

Diagnostic Tests

Test Statistics	LM Version	F Version
* A:Serial Correlation*CHSQ(4) =	9.3266[.053]*F(4,59)	= 2.2306[.077]*
* B:Functional Form *CHSQ(1) =	4.4258[.035]*F(1,62)	= 4.1218[.047]*
* C:Normality *CHSQ(2) =	.35531[.837]*	Not applicable
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1) =	6.6420[.010]*F(1,69)	= 7.1211[.009]*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

Capítulo 7

```

Variable Addition Test (OLS case)
Dependent variable is DLSCAP
List of the variables added to the regression:
LSCAP(-1)      LPIBUSA(-1)      LPIBMEX(-1)      LTCR(-1)
70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
INPT           .82266           1.6721              .49198[.625]
DLSCAP(-1)     .18888           .20720              .91155[.366]
DLSCAP(-2)     -.35343          .19083              -1.8521[.070]
DLSCAP(-3)     -.22670          .14174              -1.5994[.116]
DLSCAP(-4)     .091753         .13236              .69318[.491]
DLPIBUSA(-1)   1.2380          .82956              1.4924[.142]
DLPIBUSA(-2)   2.4975          .89614              2.7869[.008]
DLPIBUSA(-3)   1.5247          .96998              1.5719[.122]
DLPIBUSA(-4)   1.2670          .81739              1.5500[.128]
DLPIBMEX(-1)   -.68416         .40505              -1.6891[.098]
DLPIBMEX(-2)   -.70549         .40348              -1.7485[.087]
DLPIBMEX(-3)   -.97003         .35644              -2.7214[.009]
DLPIBMEX(-4)   -.57312         .28068              -2.0419[.047]
DLTCR(-1)      .084888        .074187             1.1442[.258]
DLTCR(-2)      .14129         .093616             1.5093[.138]
DLTCR(-3)      .040614        .091405             .44433[.659]
DLTCR(-4)      -.018039       .090741             -.19880[.843]
LSCAP(-1)      -.94142        .22403              -4.2021[.000]
LPIBUSA(-1)    .13124         .22185              .59158[.557]
LPIBMEX(-1)    -.10928        .22110              -.49423[.623]
LTCR(-1)       -.047123       .062014             -.75988[.451]
*****
Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:
Lagrange Multiplier Statistic      CHSQ(4)= 24.9263[.000]
Likelihood Ratio Statistic          CHSQ(4)= 30.8138[.000]
F Statistic                         F(4,49)= 6.7744[.000]

Variable Addition Test (OLS case)
Dependent variable is DLPIBUSA
List of the variables added to the regression:
LSCAP(-1)      LPIBUSA(-1)      LPIBMEX(-1)      LTCR(-1)
70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
INPT           .34544          .32873              1.0508[.298]
DLSCAP(-1)     .036662        .040735              .90000[.373]
DLSCAP(-2)     .020227        .037516              .53915[.592]
DLSCAP(-3)     .024647        .027865              .88452[.381]
DLSCAP(-4)     .0099142       .026022              .38099[.705]
DLPIBUSA(-1)   .21575         .16309              1.3229[.192]
DLPIBUSA(-2)   .14073         .17618              .79878[.428]
DLPIBUSA(-3)   -.20643        .19069              -1.0825[.284]
DLPIBUSA(-4)   .010488        .16069              .065267[.948]
DLPIBMEX(-1)   .066112        .079630              .83023[.410]
DLPIBMEX(-2)   .036821        .079322              .46420[.645]
DLPIBMEX(-3)   .029789        .070075              .42511[.673]
DLPIBMEX(-4)   .066659        .055180              1.2080[.233]
DLTCR(-1)      -.024360       .014585              -1.6702[.101]
DLTCR(-2)      -.0027807      .018405              -.15109[.881]
DLTCR(-3)      -.012775       .017970              -.71094[.480]
DLTCR(-4)      .5581E-3       .017839              .031283[.975]
LSCAP(-1)      .0049080       .044044              .11143[.912]
LPIBUSA(-1)    .039202        .043614              .89882[.373]
LPIBMEX(-1)    -.046550       .043468              -1.0709[.289]
LTCR(-1)       .015895       .012192              1.3038[.198]
*****
Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:
Lagrange Multiplier Statistic      CHSQ(4)= 8.1557[.086]
Likelihood Ratio Statistic          CHSQ(4)= 8.6713[.070]
F Statistic                         F(4,49)= 1.6155[.185]

```

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DLPIBMEX

List of the variables added to the regression:

LSCAP(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCCR(-1)

70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	-.17902	.70498	-.25393[.801]
DLSCAP(-1)	-.071727	.087358	-.82107[.416]
DLSCAP(-2)	.015297	.080454	.19013[.850]
DLSCAP(-3)	-.0030529	.059758	-.051088[.959]
DLSCAP(-4)	.042227	.055806	.75667[.453]
DLPIBUSA(-1)	.83704	.34975	2.3933[.021]
DLPIBUSA(-2)	.81044	.37782	2.1451[.037]
DLPIBUSA(-3)	-.81118	.40895	-1.9836[.053]
DLPIBUSA(-4)	.20696	.34462	.60056[.551]
DLPIBMEX(-1)	-.41919	.17077	-2.4547[.018]
DLPIBMEX(-2)	-.17323	.17011	-1.0184[.314]
DLPIBMEX(-3)	-.26742	.15028	-1.7795[.081]
DLPIBMEX(-4)	.22283	.11834	1.8830[.066]
DLTCR(-1)	-.18009	.031278	-5.7577[.000]
DLTCR(-2)	-.12271	.039469	-3.1090[.003]
DLTCR(-3)	-.11296	.038537	-2.9311[.005]
DLTCR(-4)	-.018253	.038257	-.47711[.635]
LSCAP(-1)	.063139	.094454	.66846[.507]
LPIBUSA(-1)	.14897	.093533	1.5927[.118]
LPIBMEX(-1)	-.088989	.093219	-.95462[.344]
LTCCR(-1)	.080769	.026146	3.0892[.003]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic	CHSQ(4)=	13.2317[.010]
Likelihood Ratio Statistic	CHSQ(4)=	14.6662[.005]
F Statistic	F(4,49)=	2.8553[.033]

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DLTCR

List of the variables added to the regression:

LSCAP(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCCR(-1)

70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	-1.1566	2.2904	-.50500[.616]
DLSCAP(-1)	-.44172	.28382	-1.5563[.126]
DLSCAP(-2)	-.17619	.26139	-.67404[.503]
DLSCAP(-3)	-.21070	.19415	-1.0852[.283]
DLSCAP(-4)	-.2887E-3	.18131	-.0015924[.999]
DLPIBUSA(-1)	-1.5226	1.1363	-1.3400[.186]
DLPIBUSA(-2)	1.2733	1.2275	1.0373[.305]
DLPIBUSA(-3)	-.74121	1.3286	-.55788[.579]
DLPIBUSA(-4)	-.83512	1.1196	-.74590[.459]
DLPIBMEX(-1)	-.066862	.55481	-.12051[.905]
DLPIBMEX(-2)	-.17517	.55267	-.31696[.753]
DLPIBMEX(-3)	-.042140	.48823	-.086310[.932]
DLPIBMEX(-4)	.12568	.38446	.32689[.745]
DLTCR(-1)	.0015170	.10162	.014929[.988]
DLTCR(-2)	-.10145	.12823	-.79114[.433]
DLTCR(-3)	.18357	.12520	1.4662[.149]
DLTCR(-4)	-.077837	.12429	-.62624[.534]
LSCAP(-1)	.32479	.30687	1.0584[.295]
LPIBUSA(-1)	-.30416	.30388	-1.0009[.322]
LPIBMEX(-1)	.27348	.30286	.90299[.371]
LTCCR(-1)	-.18390	.084944	-2.1649[.035]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic	CHSQ(4)=	8.3966[.078]
Likelihood Ratio Statistic	CHSQ(4)=	8.9445[.063]
F Statistic	F(4,49)=	1.6697[.172]

```

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(4,4,4,3) selected based on R-BAR Squared Criterion
*****
Dependent variable is LSCAP
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LPIBUSA        .10607            .28949              .36639[.716]
LPIBMEX        -.10684           .28029              -.38117[.705]
LTCR           -.047327          .081178             -.58300[.562]
INPT           1.0370           1.9788              .52404[.602]
*****

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic  95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
4.8782       3.3679             4.5508          2.7932          3.8715

W-statistic  95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
19.5130      13.4717            18.2030         11.1729         15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

```

```

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(4,4,4,3) selected based on Akaike Information Criterion

Dependent variable is LSCAP
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LPIBUSA        .10607            .28949              .36639[.716]
LPIBMEX        -.10684           .28029              -.38117[.705]
LTCR           -.047327          .081178             -.58300[.562]
INPT           1.0370           1.9788              .52404[.602]
*****

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic  95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
4.8782       3.3679             4.5508          2.7932          3.8715

W-statistic  95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
19.5130      13.4717            18.2030         11.1729         15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

```

```

      Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
      ARDL(4,3,4,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
Dependent variable is LSCAP
  71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LPIBUSA        .053485              .35143              .15219[.880]
LPIBMEX        -.025185             .34691             -.072597[.942]
LTCR           .0072930            .079915            .091259[.928]
INPT           .086208              2.4737             .034850[.972]
*****

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic    95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
4.2770         3.3679          4.5508          2.7932          3.8715

W-statistic    95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
17.1080        13.4717         18.2030         11.1729         15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

      Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
      ARDL(4,3,4,3) selected based on Hannan-Quinn Criterion
Dependent variable is LSCAP
  71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LPIBUSA        .056722              .32743              .17323[.863]
LPIBMEX        -.076014             .31665             -.24006[.811]
LTCR           -.068081            .091264            -.74597[.459]
INPT           1.0599              2.2047             .48076[.633]
*****

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic    95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
4.3877         3.3679          4.5508          2.7932          3.8715

W-statistic    95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
17.5509        13.4717         18.2030         11.1729         15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

```

```

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
ARDL(4,4,4,3) selected based on Akaike Information Criterion
*****
Dependent variable is dLSCAP
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
dLSCAP1        .038300           .19204              .19944[.843]
dLSCAP2        -.54096           .12306              -4.3961[.000]
dLSCAP3        -.32253           .12153              -2.6540[.010]
dLPIBUSA       -.44125           .82278              -.53629[.594]
dLPIBUSA1      1.8568           .85772              2.1648[.035]
dLPIBUSA2      2.6888           .91829              2.9280[.005]
dLPIBUSA3      1.0762           .81995              1.3126[.195]
dLPIBMEX       -.36226           .33741              -1.0736[.288]
dLPIBMEX1      -.66475           .33958              -1.9576[.055]
dLPIBMEX2      -.70780           .30065              -2.3543[.022]
dLPIBMEX3      -.90501           .24432              -3.7042[.000]
dLTCR          .11299           .071100             1.5892[.118]
dLTCR1         .025619          .082327             .31119[.757]
dLTCR2         .16301           .079326             2.0549[.045]
ecm(-1)        -.72764          .20827              -3.4938[.001]
*****
List of additional temporary variables created:
dLSCAP = LSCAP-LSCAP(-1)
dLSCAP1 = LSCAP(-1)-LSCAP(-2)
dLSCAP2 = LSCAP(-2)-LSCAP(-3)
dLSCAP3 = LSCAP(-3)-LSCAP(-4)
dLPIBUSA = LPIBUSA-LPIBUSA(-1)
dLPIBUSA1 = LPIBUSA(-1)-LPIBUSA(-2)
dLPIBUSA2 = LPIBUSA(-2)-LPIBUSA(-3)
dLPIBUSA3 = LPIBUSA(-3)-LPIBUSA(-4)
dLPIBMEX = LPIBMEX-LPIBMEX(-1)
dLPIBMEX1 = LPIBMEX(-1)-LPIBMEX(-2)
dLPIBMEX2 = LPIBMEX(-2)-LPIBMEX(-3)
dLPIBMEX3 = LPIBMEX(-3)-LPIBMEX(-4)
dLTCR = LTCR-LTCR(-1)
dLTCR1 = LTCR(-1)-LTCR(-2)
dLTCR2 = LTCR(-2)-LTCR(-3)
ecm = LSCAP -.10607*LPIBUSA + .10684*LPIBMEX + .047327*LTCR -1.0370*INPT
*****
R-Squared      .91793      R-Bar-Squared      .88952
S.E. of Regression .031974      F-Stat.      F(15,55)      38.7729[.000]
Mean of Dependent Variable -.2515E-3      S.D. of Dependent Variable .096195
Residual Sum of Squares .053161      Equation Log-likelihood      154.7528
Akaike Info. Criterion      135.7528      Schwarz Bayesian Criterion      114.2573
DW-statistic      2.0452
*****
R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable
dLSCAP and in cases where the error correction model is highly
restricted, these measures could become negative.

```


Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model

```
*****
F-statistic  95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
4.8782       3.3679          4.5508          2.7932          3.8715
```

```
W-statistic  95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
19.5130      13.4717          18.2030          11.1729          15.4862
```

```
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.
```

Dynamic forecasts for the change in LSCAP Based on ARDL Regression

```
*****
```

Based on 71 observations from 1995Q1 to 2012Q3.

ARDL(4,4,4,3) selected using Akaike Information Criterion.

Dependent variable in the ARDL model is LSCAP included with a lag of 4.

List of other regressors in the ARDL model:

```
LPIBUSA      LPIBUSA(-1)    LPIBUSA(-2)    LPIBUSA(-3)    LPIBUSA(-4)
LPIBMEX      LPIBMEX(-1)    LPIBMEX(-2)    LPIBMEX(-3)    LPIBMEX(-4)
LTCR         LTCR(-1)      LTCR(-2)      LTCR(-3)      INPT
```

```
*****
```

Observation	Actual	Prediction	Error
2012Q4	.052116	.077030	-.024914
2013Q1	.062176	-.0022579	.064434
2013Q2	-.044390	-.043226	-.0011640
2013Q3	-.043534	-.0080282	-.035506
2013Q4	.041818	.091597	-.049779

```
*****
```

Summary Statistics for Residuals and Forecast Errors

```
*****
```

	Estimation Period 1995Q1 to 2012Q3	Forecast Period 2012Q4 to 2013Q4
Mean	-.6452E-9	-.0093859
Mean Absolute	.021581	.035159
Mean Sum Squares	.7487E-3	.0017025
Root Mean Sum Squares	.027363	.041261

```
*****
```

Capítulo 8

```

Variable Addition Test (OLS case)
Dependent variable is DLSCAP
List of the variables added to the regression:
LSCAP(-1)      LPIBUSA(-1)      LPIBMEX(-1)      LTCR(-1)
70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
INPT           -.60381          1.2702             -.47536[.637]
DLSCAP(-1)     -.021216         .31534             -.067280[.947]
DLSCAP(-2)     -.25319          .25509             -.99254[.326]
DLSCAP(-3)     -.33139          .17787             -1.8631[.068]
DLSCAP(-4)     .33409          .14006             2.3854[.021]
DLPIBUSA(-1)   -.43406         .62449             -.69506[.490]
DLPIBUSA(-2)   1.2191          .67214             1.8138[.076]
DLPIBUSA(-3)   -.31809         .65323             -.48695[.628]
DLPIBUSA(-4)   -.61029         .62757             -.97246[.336]
DLPIBMEX(-1)   -.22633         .28133             -.80450[.425]
DLPIBMEX(-2)   -.074106        .27717             -.26736[.790]
DLPIBMEX(-3)   -.076664        .24972             -.30700[.760]
DLPIBMEX(-4)   .017603         .19244             .091475[.927]
DLTCR(-1)      -.072224        .085088            -.84882[.400]
DLTCR(-2)      -.026683        .084517            -.31572[.754]
DLTCR(-3)      -.012626        .075408            -.16743[.868]
DLTCR(-4)      -.10816         .067705            -1.5975[.117]
LSCAP(-1)      -.73726         .34016             -2.1674[.035]
LPIBUSA(-1)     .071695        .14661             .48901[.627]
LPIBMEX(-1)    -.026109        .14628             -1.7849[.859]
LTCR(-1)       .17619         .089780            1.9625[.055]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:
Lagrange Multiplier Statistic    CHSQ(4)= 8.2754[.082]
Likelihood Ratio Statistic        CHSQ(4)= 8.8069[.066]
F Statistic                       F(4,49)= 1.6424[.179]
*****

```

```

Variable Addition Test (OLS case)
Dependent variable is DLPIBUSA
List of the variables added to the regression:
LSCAP(-1)      LPIBUSA(-1)      LPIBMEX(-1)      LTCR(-1)
70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
INPT           .37115          .32834             1.1304[.264]
DLSCAP(-1)     -.032242        .081514            -.39554[.694]
DLSCAP(-2)     .021198         .065941            .32147[.749]
DLSCAP(-3)     -.019541        .045978            -.42502[.673]
DLSCAP(-4)     .037813         .036204            1.0444[.301]
DLPIBUSA(-1)   .24835         .16143             1.5384[.130]
DLPIBUSA(-2)   .047219        .17375             .27177[.787]
DLPIBUSA(-3)   -.039431        .16886            -.23352[.816]
DLPIBUSA(-4)   -.030521        .16222            -.18814[.852]
DLPIBMEX(-1)   .082358        .072724            1.1325[.263]
DLPIBMEX(-2)   .0039901       .071647            .055690[.956]
DLPIBMEX(-3)   .063176        .064552            .97869[.333]
DLPIBMEX(-4)   .0052595       .049745            .10573[.916]
DLTCR(-1)      -.0011021       .021995            -.050106[.960]
DLTCR(-2)      .0060062       .021847            .27492[.785]
DLTCR(-3)      .0014622       .019493            .075011[.941]
DLTCR(-4)      -.6913E-5       .017502            -.3950E-3[1.00]
LSCAP(-1)      .050728        .087931            .57691[.567]
LPIBUSA(-1)    .021337        .037899            .56301[.576]
LPIBMEX(-1)    -.035216       .037813            -.93132[.356]
LTCR(-1)       -.0022907       .023208            -.098706[.922]
*****

```

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:
Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(4)= 6.4120[.170]
Likelihood Ratio Statistic CHSQ(4)= 6.7249[.151]
F Statistic F(4,49)= 1.2353[.308]

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DLPIBMEX

List of the variables added to the regression:

LSCAP(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCCR(-1)

70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

```
*****
Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio[Prob]
INPT                .48544                .66190                .73341[.467]
DLSCAP(-1)          -.27359                .16432               -1.6650[.102]
DLSCAP(-2)          -.069040               .13293               -.51937[.606]
DLSCAP(-3)          -.12990                .092686              -1.4015[.167]
DLSCAP(-4)          .0080529              .072984              .11034[.913]
DLPIBUSA(-1)        1.0223                .32542               3.1414[.003]
DLPIBUSA(-2)        .32146                .35025               .91780[.363]
DLPIBUSA(-3)        -.48469                .34040              -1.4239[.161]
DLPIBUSA(-4)        .022605               .32702              .069125[.945]
DLPIBMEX(-1)        -.29913                .14660              -2.0404[.047]
DLPIBMEX(-2)        -.22383                .14443              -1.5497[.128]
DLPIBMEX(-3)        -.17846                .13013              -1.3714[.176]
DLPIBMEX(-4)        .17658                .10028               1.7609[.085]
DLTCR(-1)           -.12340                .044339             -2.7832[.008]
DLTCR(-2)           -.075896               .044041             -1.7233[.091]
DLTCR(-3)           -.070233               .039295             -1.7873[.080]
DLTCR(-4)           .016184                .035281              .45871[.648]
LSCAP(-1)           .21787                .17726               1.2291[.225]
LPIBUSA(-1)         .16235                .076399              2.1250[.039]
LPIBMEX(-1)         -.12923                .076226             -1.6954[.096]
LTCCR(-1)           .019377                .046784              .41418[.681]
*****
```

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(4)= 12.1617[.016]
Likelihood Ratio Statistic CHSQ(4)= 13.3591[.010]
F Statistic F(4,49)= 2.5758[.049]

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DLTCR
List of the variables added to the regression:
LSCAP(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCR(-1)
70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

```
*****
```

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	4.0471	2.2454	1.8024[.078]
DLSCAP(-1)	-1.1259	.55745	-2.0197[.049]
DLSCAP(-2)	-.78997	.45095	-1.7518[.086]
DLSCAP(-3)	-.29783	.31443	-.94721[.348]
DLSCAP(-4)	-.10352	.24759	-.41810[.678]
DLPIBUSA(-1)	-2.5069	1.1040	-2.2708[.028]
DLPIBUSA(-2)	.55251	1.1882	.46500[.644]
DLPIBUSA(-3)	-1.5177	1.1548	-1.3143[.195]
DLPIBUSA(-4)	-1.2201	1.1094	-1.0998[.277]
DLPIBMEX(-1)	.24209	.49733	.48678[.629]
DLPIBMEX(-2)	.37881	.48997	.77313[.443]
DLPIBMEX(-3)	.10882	.44145	.24652[.806]
DLPIBMEX(-4)	.31065	.34019	.91316[.366]
DLTCR(-1)	.21882	.15042	1.4548[.152]
DLTCR(-2)	.12881	.14941	.86215[.393]
DLTCR(-3)	.31201	.13330	2.3406[.023]
DLTCR(-4)	.035811	.11969	.29920[.766]
LSCAP(-1)	1.4962	.60133	2.4881[.016]
LPIBUSA(-1)	-.011864	.25918	-.045777[.964]
LPIBMEX(-1)	-.17370	.25859	-.67174[.505]
LTCR(-1)	-.52081	.15871	-3.2815[.002]

```
*****
```

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:
Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(4)= 14.1762[.007]
Likelihood Ratio Statistic CHSQ(4)= 15.8407[.003]
F Statistic F(4,49)= 3.1108[.023]

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(4,1,2,0) selected based on R-BAR Squared Criterion

```
*****
```

Dependent variable is LSCAP
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3

```
*****
```

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LPIBUSA	.12565	.18443	.68130[.498]
LPIBMEX	-.049399	.16550	-.29849[.766]
LTCR	.26307	.058409	4.5039[.000]
INPT	-.92903	1.0224	-.90865[.367]

```
*****
```

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model

```
*****
```

F-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
3.2638	3.3679	4.5508	2.7932	3.8715

W-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
13.0551	13.4717	18.2030	11.1729	15.4862

```
*****
```

If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations using 20000 replications.

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(4,1,2,0) selected based on Akaike Information Criterion

Dependent variable is LSCAP

71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LPIBUSA	.12565	.18443	.68130[.498]
LPIBMEX	-.049399	.16550	-.29849[.766]
LTCR	.26307	.058409	4.5039[.000]
INPT	-.92903	1.0224	-.90865[.367]

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model

F-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
3.2638	3.3679	4.5508	2.7932	3.8715

W-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
13.0551	13.4717	18.2030	11.1729	15.4862

If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations using 20000 replications.

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(4,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LSCAP

71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LPIBUSA	.26547	.21399	1.2406[.219]
LPIBMEX	-.20542	.18985	-1.0821[.283]
LTCR	.28601	.066529	4.2991[.000]
INPT	.22011	1.1024	.19967[.842]

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model

F-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
7.7542	3.3679	4.5508	2.7932	3.8715

W-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
31.0166	13.4717	18.2030	11.1729	15.4862

If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations using 20000 replications.

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(4,1,0,0) selected based on Hannan-Quinn Criterion
Dependent variable is LSCAP
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3

```
*****
```

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LPIBUSA	.18849	.17577	1.0724[.288]
LPIBMEX	-.11713	.15700	-.74605[.458]
LTCR	.26177	.054028	4.8450[.000]
INPT	-.42613	.94091	-.45289[.652]

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model

F-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
7.9603	3.3679	4.5508	2.7932	3.8715

W-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
31.8412	13.4717	18.2030	11.1729	15.4862

If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations using 20000 replications.

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
ARDL(4,1,0,0) selected based on Hannan-Quinn Criterion
Dependent variable is dLSCAP
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3

```
*****
```

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLSCAP1	-.28824	.14820	-1.9449[.056]
dLSCAP2	-.50648	.097615	-5.1886[.000]
dLSCAP3	-.68316	.070059	-9.7513[.000]
dLPIBUSA	1.0397	.53630	1.9386[.057]
dLPIBMEX	-.099813	.12390	-.80562[.423]
dLTCR	.22306	.037329	5.9756[.000]
ecm(-1)	-.85214	.17646	-4.8292[.000]

List of additional temporary variables created:
dLSCAP = LSCAP-LSCAP(-1)
dLSCAP1 = LSCAP(-1)-LSCAP(-2)
dLSCAP2 = LSCAP(-2)-LSCAP(-3)
dLSCAP3 = LSCAP(-3)-LSCAP(-4)
dLPIBUSA = LPIBUSA-LPIBUSA(-1)
dLPIBMEX = LPIBMEX-LPIBMEX(-1)
dLTCR = LTCR-LTCR(-1)
ecm = LSCAP -.18849*LPIBUSA + .11713*LPIBMEX -.26177*LTCR + .42613*INPT

R-Squared	.89445	R-Bar-Squared	.88083
S.E. of Regression	.024016	F-Stat.	F(7,63) 75.0562[.000]
Mean of Dependent Variable	-.1531E-3	S.D. of Dependent Variable	.069570
Residual Sum of Squares	.035761	Equation Log-likelihood	168.8273
Akaike Info. Criterion	159.8273	Schwarz Bayesian Criterion	149.6452
DW-statistic	1.4509		

R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable dLSCAP and in cases where the error correction model is highly restricted, these measures could become negative.

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model

F-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
7.9603	3.3679	4.5508	2.7932	3.8715

W-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
31.8412	13.4717	18.2030	11.1729	15.4862

 If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations using 20000 replications.

Autoregressive Distributed Lag Estimates
 ARDL(4,1,0,0) selected based on Hannan-Quinn Criterion
 Dependent variable is LSCAP
 71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LSCAP(-1)	-.14038	.067495	-2.0799[.042]
LSCAP(-2)	-.21824	.077275	-2.8243[.006]
LSCAP(-3)	-.17668	.065674	-2.6902[.009]
LSCAP(-4)	.68316	.070059	9.7513[.000]
LPIBUSA	1.0397	.53630	1.9386[.057]
LPIBUSA(-1)	-.87908	.53833	-1.6330[.108]
LPIBMEX	-.099813	.12390	-.80562[.424]
LTCR	.22306	.037329	5.9756[.000]
INPT	-.36312	.83491	-.43493[.665]

R-Squared	.79590	R-Bar-Squared	.76956
S.E. of Regression	.024016	F-Stat. F(8,62)	30.2211[.000]
Mean of Dependent Variable	.11029	S.D. of Dependent Variable	.050030
Residual Sum of Squares	.035761	Equation Log-likelihood	168.8273
Akaike Info. Criterion	159.8273	Schwarz Bayesian Criterion	149.6452
DW-statistic	1.4509		

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model

F-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
7.9603	3.3679	4.5508	2.7932	3.8715

W-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
31.8412	13.4717	18.2030	11.1729	15.4862

 If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations using 20000 replications.

```

Diagnostic Tests
*****
*      Test Statistics      *      LM Version      *      F Version      *
*****
*      *      *      *      *      *      *      *
* A:Serial Correlation*CHSQ(4) = 14.0818[.007]*F(4,58) = 3.5874[.011]*
*      *      *      *      *      *      *      *
* B:Functional Form *CHSQ(1) = .068623[.793]*F(1,61) = .059015[.809]*
*      *      *      *      *      *      *      *
* C:Normality *CHSQ(2) = 1.5372[.464]*      Not applicable      *
*      *      *      *      *      *      *      *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1) = .010432[.919]*F(1,69) = .010140[.920]*
*****
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

```

```

Dynamic forecasts for the change in LSCAP
Based on ARDL Regression
*****
Based on 71 observations from 1995Q1 to 2012Q3.
ARDL(4,1,0,0) selected using Hannan-Quinn Criterion.
Dependent variable in the ARDL model is LSCAP included with a lag of 4.
List of other regressors in the ARDL model:
LPIBUSA      LPIBUSA(-1)      LPIBMEX      LTCR      INPT
*****
Observation      Actual      Prediction      Error
2012Q4      .042618      .046352      -.0037345
2013Q1      .033133      .037420      -.0042865
2013Q2      .017293      .0068645      .010428
2013Q3      -.071836      -.072627      .7909E-3
2013Q4      .035006      .027424      .0075817
*****

```

```

Summary Statistics for Residuals and Forecast Errors
*****
Estimation Period      Forecast Period
1995Q1 to 2012Q3      2012Q4 to 2013Q4
*****
Mean      -.0000      .0021560
Mean Absolute      .018368      .0053644
Mean Sum Squares      .5037E-3      .3984E-4
Root Mean Sum Squares      .022443      .0063116
*****

```


Capítulo 10

```

Variable Addition Test (OLS case)
Dependent variable is DLSCAP
List of the variables added to the regression:
LSCAP(-1)      LPIBUSA(-1)      LPIBMEX(-1)      LTCR(-1)
70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
INPT           -3.2696          3.5129              -.93076[.357]
DLSCAP(-1)     -.21383          .19874              -1.0759[.287]
DLSCAP(-2)     -.25140          .18927              -1.3282[.190]
DLSCAP(-3)     -.13586          .16257              -.83571[.407]
DLSCAP(-4)     .13652          .13958              .97808[.333]
DLPIBUSA(-1)   1.7599          2.0009              .87956[.383]
DLPIBUSA(-2)   .69142          2.1449              .32236[.749]
DLPIBUSA(-3)   .13678          2.1476              .063689[.949]
DLPIBUSA(-4)   -.12539          2.0612              -.060832[.952]
DLPIBMEX(-1)   .30646          .90137              .33999[.735]
DLPIBMEX(-2)   -.23331          .86445              -.26990[.788]
DLPIBMEX(-3)   -.15749          .76331              -.20633[.837]
DLPIBMEX(-4)   .27998          .64979              .43088[.668]
DLTCR(-1)      .20284          .19721              1.0286[.309]
DLTCR(-2)      .28496          .25804              1.1043[.275]
DLTCR(-3)      -.21193          .24925              -.85027[.399]
DLTCR(-4)      .18250          .23841              .76549[.448]
LSCAP(-1)      -.40346          .17537              -2.3006[.026]
LPIBUSA(-1)    -.025380         .51770              -.049025[.961]
LPIBMEX(-1)    .22132          .46350              .47750[.635]
LTCR(-1)       -.12475          .16004              -.77953[.439]
Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:
Lagrange Multiplier Statistic    CHSQ(4)= 7.7844[.100]
Likelihood Ratio Statistic        CHSQ(4)= 8.2523[.083]
F Statistic                       F(4,49)= 1.5327[.207]
*****

```

```

Variable Addition Test (OLS case)
Dependent variable is DLPIBUSA
List of the variables added to the regression:
LSCAP(-1)      LPIBUSA(-1)      LPIBMEX(-1)      LTCR(-1)
70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
INPT           .24421          .27762              .87965[.383]
DLSCAP(-1)     .010178         .015706             .64800[.520]
DLSCAP(-2)     .0075985        .014958             .50798[.614]
DLSCAP(-3)     .0055552        .012848             .43238[.667]
DLSCAP(-4)     .012101         .011031             1.0970[.278]
DLPIBUSA(-1)   .24345          .15813              1.5396[.130]
DLPIBUSA(-2)   .19450          .16951              1.1474[.257]
DLPIBUSA(-3)   -.12320         .16972              -.72590[.471]
DLPIBUSA(-4)   -.0099352       .16290              -.060991[.952]
DLPIBMEX(-1)   -.017380        .071235             -.24398[.808]
DLPIBMEX(-2)   .017148         .068317             .25100[.803]
DLPIBMEX(-3)   .037741         .060324             .62563[.534]
DLPIBMEX(-4)   .0028417       .051352             .055337[.956]
DLTCR(-1)      -.017642        .015585             -1.1320[.263]
DLTCR(-2)      -.0070250       .020393             -.34448[.732]
DLTCR(-3)      -.012636        .019698             -.64148[.524]
DLTCR(-4)      -.0054942       .018841             -.29160[.772]
LSCAP(-1)      -.0081663       .013860             -.58922[.558]
LPIBUSA(-1)    .039797        .040913             .97271[.335]
LPIBMEX(-1)    -.040417        .036630             -1.1034[.275]
LTCR(-1)       .012933        .012648             1.0226[.312]
*****

```

```

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:
Lagrange Multiplier Statistic      CHSQ(4)= 7.1970[.126]
Likelihood Ratio Statistic          CHSQ(4)= 7.5945[.108]
F Statistic                          F(4,49)= 1.4038[.247]
Variable Addition Test (OLS case)
*****
Dependent variable is DLPIBMEX
List of the variables added to the regression:
LSCAP(-1)      LPIBUSA(-1)      LPIBMEX(-1)      LTCR(-1)
70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
INPT            -.33887            .57404              -.59033[.558]
DLSCAP(-1)      .037408           .032476             1.1519[.255]
DLSCAP(-2)      .029696           .030929             .96013[.342]
DLSCAP(-3)      .039958           .026565             1.5041[.139]
DLSCAP(-4)      .015104           .022809             .66220[.511]
DLPIBUSA(-1)    .92850            .32696              2.8398[.007]
DLPIBUSA(-2)    .71793            .35050              2.0483[.046]
DLPIBUSA(-3)    -.73839           .35094              -2.1040[.041]
DLPIBUSA(-4)    .31710            .33682              .94144[.351]
DLPIBMEX(-1)    -.44454           .14729              -3.0180[.004]
DLPIBMEX(-2)    -.23705           .14126              -1.6781[.100]
DLPIBMEX(-3)    -.36261           .12473              -2.9071[.005]
DLPIBMEX(-4)    .20709            .10618              1.9503[.057]
DLTCR(-1)       -.19459           .032226             -6.0382[.000]
DLTCR(-2)       -.13781           .042166             -3.2682[.002]
DLTCR(-3)       -.13752           .040731             -3.3762[.001]
DLTCR(-4)       -.019595          .038958             -.50297[.617]
LSCAP(-1)       -.052108          .028657             -1.8183[.075]
LPIBUSA(-1)     .22223            .084597             2.6269[.011]
LPIBMEX(-1)     -.12211           .075741             -1.6123[.113]
LTCR(-1)        .074772           .026151             2.8592[.006]
*****
Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:
Lagrange Multiplier Statistic      CHSQ(4)= 16.1165[.003]
Likelihood Ratio Statistic          CHSQ(4)= 18.3169[.001]
F Statistic                          F(4,49)= 3.6639[.011]
Variable Addition Test (OLS case)
*****
Dependent variable is DLTCR
List of the variables added to the regression:
LSCAP(-1)      LPIBUSA(-1)      LPIBMEX(-1)      LTCR(-1)
70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
INPT            -.17207            1.8857              -.091252[.928]
DLSCAP(-1)      .12898            .10668              1.2090[.232]
DLSCAP(-2)      .084321           .10160              .82992[.411]
DLSCAP(-3)      .10990            .087266             1.2593[.214]
DLSCAP(-4)      .0013279          .074926             .017722[.986]
DLPIBUSA(-1)    -1.6508           1.0741              -1.5370[.131]
DLPIBUSA(-2)    .44596            1.1514              .38733[.700]
DLPIBUSA(-3)    -.76428           1.1528              -.66297[.510]
DLPIBUSA(-4)    -.41105           1.1065              -.37150[.712]
DLPIBMEX(-1)    .20794            .48385              .42975[.669]
DLPIBMEX(-2)    -.077133          .46403              -.16622[.869]
DLPIBMEX(-3)    -.15047           .40974              -.36723[.715]
DLPIBMEX(-4)    .21637            .34880              .62033[.538]
DLTCR(-1)       -.068224          .10586              -.64447[.522]
DLTCR(-2)       -.14304           .13851              -1.0327[.307]
DLTCR(-3)       .12603            .13380              .94191[.351]
DLTCR(-4)       -.035133          .12798              -.27453[.785]
LSCAP(-1)       -.095455          .094138             -1.0140[.316]
LPIBUSA(-1)     -.016662          .27790              -.059959[.952]
LPIBMEX(-1)     .045792           .24880              .18405[.855]
LTCR(-1)        -.18769           .085906             -2.1848[.034]
*****

```

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:
 Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(4)= 8.5793[.073]
 Likelihood Ratio Statistic CHSQ(4)= 9.1524[.057]
 F Statistic F(4,49)= 1.7111[.163]

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
 ARDL(4,0,2,3) selected based on Akaike Information Criterion

 Dependent variable is LSCAP
 71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LPIBUSA	-.68836	1.5828	-.43490[.665]
LPIBMEX	.81485	1.3079	.62304[.536]
LTCR	-.40456	.43895	-.92164[.361]
INPT	-6.2354	7.7953	-.79989[.427]

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model

F-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
2.1252	3.3679	4.5508	2.7932	3.8715

W-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
8.5008	13.4717	18.2030	11.1729	15.4862

 If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations using 20000 replications.

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
 ARDL(1,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
 Dependent variable is LSCAP
 71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LPIBUSA	.12689	.63523	.19976[.842]
LPIBMEX	.46518	.56504	.82326[.413]
LTCR	-.069560	.17495	-.39760[.692]
INPT	-9.1149	3.6383	-2.5052[.015]

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model

F-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
9.3467	3.3679	4.5508	2.7932	3.8715

W-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
37.3866	13.4717	18.2030	11.1729	15.4862

 If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations using 20000 replications.

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(4,0,0,0) selected based on Hannan-Quinn Criterion
Dependent variable is LSCAP
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3

```
*****
```

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LPIBUSA	.038606	.94601	.040809[.968]
LPIBMEX	.45655	.83051	.54972[.584]
LTCR	.081311	.28492	.28538[.776]
INPT	-8.4879	5.2987	-1.6019[.114]

```
*****
```

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model

```
*****
```

F-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
3.7362	3.3679	4.5508	2.7932	3.8715

W-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
14.9446	13.4717	18.2030	11.1729	15.4862

```
*****
```

If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations using 20000 replications.

Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(1,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
Dependent variable is LSCAP
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3

```
*****
```

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LSCAP(-1)	.35720	.11410	3.1305[.003]
LPIBUSA	.081566	.41227	.19785[.844]
LPIBMEX	.29902	.35330	.84635[.400]
LTCR	-.044714	.11315	-.39519[.694]
INPT	-5.8591	2.3325	-2.5120[.014]

```
*****
```

R-Squared	R-Bar-Squared	F-Stat.	S.D. of Dependent Variable	Equation Log-likelihood	Schwarz Bayesian Criterion	Durbin's h-statistic
.57999	.55454	F(4,66)	.12108	80.4545	69.7978	.87218[.383]

```
*****
```

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model

```
*****
```

F-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
9.3467	3.3679	4.5508	2.7932	3.8715

W-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
37.3866	13.4717	18.2030	11.1729	15.4862

```
*****
```

If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations using 20000 replications.

```

Diagnostic Tests
*****
*      Test Statistics      *      LM Version      *      F Version      *
*****
*      *      *      *      *      *      *      *
* A:Serial Correlation*CHSQ(4) = 8.4784[.076]*F(4,62) = 2.1019[.091]*
*      *      *      *      *      *      *      *
* B:Functional Form *CHSQ(1) = .22712[.634]*F(1,65) = .20859[.649]*
*      *      *      *      *      *      *      *
* C:Normality *CHSQ(2) = 2.2901[.318]*      Not applicable      *
*      *      *      *      *      *      *      *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1) = .99441[.319]*F(1,69) = .98013[.326]*
*****
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

```

Capítulo 12

```

Variable Addition Test (OLS case)
Dependent variable is DLSCAP
List of the variables added to the regression:
LSCAP(-1)      LPIBUSA(-1)      LPIBMEX(-1)      LTCR(-1)
70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
INPT      -2.3625      1.3815      -1.7101[.094]
DLSCAP(-1)      -.087241      .21606      -.40378[.688]
DLSCAP(-2)      -.27384      .18859      -1.4521[.153]
DLSCAP(-3)      -.17764      .16005      -1.1099[.272]
DLSCAP(-4)      .093207      .12357      .75430[.454]
DLPIBUSA(-1)      .19386      .72367      .26789[.790]
DLPIBUSA(-2)      -.75689      .77056      -.98226[.331]
DLPIBUSA(-3)      .36822      .77472      .47530[.637]
DLPIBUSA(-4)      1.6990      .74930      2.2675[.028]
DLPIBMEX(-1)      .36706      .33559      1.0938[.279]
DLPIBMEX(-2)      -.20099      .33278      -.60396[.549]
DLPIBMEX(-3)      .020620      .28139      .073278[.942]
DLPIBMEX(-4)      .15552      .23198      .67041[.506]
DLTCR(-1)      .026099      .074925      .34834[.729]
DLTCR(-2)      -.061151      .092406      -.66177[.511]
DLTCR(-3)      .039667      .085947      .46153[.646]
DLTCR(-4)      -.013383      .086217      -.15522[.877]
LSCAP(-1)      -.70623      .22152      -3.1880[.002]
LPIBUSA(-1)      -.095122      .18832      -.50511[.616]
LPIBMEX(-1)      .16784      .18053      .92972[.357]
LTCR(-1)      .12777      .062567      2.0421[.047]
*****
Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:
Lagrange Multiplier Statistic      CHSQ(4)= 13.2074[.010]
Likelihood Ratio Statistic      CHSQ(4)= 14.6363[.006]
F Statistic      F(4,49)= 2.8488[.034]

```

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DLPIBUSA

List of the variables added to the regression:

LSCAP(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCR(-1)

70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	.10156	.29999	.33853[.736]
DLSCAP(-1)	.023974	.046918	.51097[.612]
DLSCAP(-2)	.024073	.040951	.58785[.559]
DLSCAP(-3)	.015920	.034755	.45806[.649]
DLSCAP(-4)	-.015505	.026833	-.57782[.566]
DLPIBUSA(-1)	.26409	.15715	1.6806[.099]
DLPIBUSA(-2)	.23054	.16733	1.3778[.175]
DLPIBUSA(-3)	-.087285	.16823	-.51884[.606]
DLPIBUSA(-4)	.077539	.16271	.47655[.636]
DLPIBMEX(-1)	-.019489	.072873	-.26744[.790]
DLPIBMEX(-2)	-.020087	.072263	-.27797[.782]
DLPIBMEX(-3)	.010997	.061105	.17997[.858]
DLPIBMEX(-4)	.011794	.050375	.23412[.816]
DLTCR(-1)	-.026020	.016270	-1.5993[.116]
DLTCR(-2)	-.011470	.020066	-.57162[.570]
DLTCR(-3)	-.010786	.018664	-.57789[.566]
DLTCR(-4)	-.0049199	.018722	-.26279[.794]
LSCAP(-1)	-.049411	.048104	-1.0272[.309]
LPIBUSA(-1)	.018234	.040893	.44590[.658]
LPIBMEX(-1)	-.021012	.039202	-.53601[.594]
LTCR(-1)	.021695	.013587	1.5968[.117]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(4)= 7.9847[.092]

Likelihood Ratio Statistic CHSQ(4)= 8.4780[.076]

F Statistic F(4,49)= 1.5772[.195]

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DLPIBMEX

List of the variables added to the regression:

LSCAP(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCR(-1)

70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	-.37698	.63419	-.59443[.555]
DLSCAP(-1)	.11718	.099185	1.1814[.243]
DLSCAP(-2)	.022546	.086572	.26044[.796]
DLSCAP(-3)	.0086539	.073471	.11779[.907]
DLSCAP(-4)	-.0070218	.056725	-.12379[.902]
DLPIBUSA(-1)	.99041	.33221	2.9813[.004]
DLPIBUSA(-2)	.88851	.35373	2.5118[.015]
DLPIBUSA(-3)	-.64870	.35564	-1.8240[.074]
DLPIBUSA(-4)	.32954	.34397	.95804[.343]
DLPIBMEX(-1)	-.48353	.15406	-3.1387[.003]
DLPIBMEX(-2)	-.28217	.15277	-1.8471[.071]
DLPIBMEX(-3)	-.33473	.12918	-2.5913[.013]
DLPIBMEX(-4)	.21753	.10649	2.0427[.046]
DLTCR(-1)	-.19476	.034395	-5.6625[.000]
DLTCR(-2)	-.13185	.042420	-3.1081[.003]
DLTCR(-3)	-.12086	.039455	-3.0631[.004]
DLTCR(-4)	-.020385	.039579	-.51505[.609]
LSCAP(-1)	-.11060	.10169	-1.0876[.282]
LPIBUSA(-1)	.14342	.086449	1.6591[.103]
LPIBMEX(-1)	-.077380	.082873	-.93372[.355]
LTCR(-1)	.097072	.028722	3.3797[.001]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(4)= 14.5752[.006]

Likelihood Ratio Statistic CHSQ(4)= 16.3428[.003]

F Statistic F(4,49)= 3.2214[.020]

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DLPIBMEX

List of the variables added to the regression:

LSCAP(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCCR(-1)

70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	-.37698	.63419	-.59443[.555]
DLSCAP(-1)	.11718	.099185	1.1814[.243]
DLSCAP(-2)	.022546	.086572	.26044[.796]
DLSCAP(-3)	.0086539	.073471	.11779[.907]
DLSCAP(-4)	-.0070218	.056725	-.12379[.902]
DLPIBUSA(-1)	.99041	.33221	2.9813[.004]
DLPIBUSA(-2)	.88851	.35373	2.5118[.015]
DLPIBUSA(-3)	-.64870	.35564	-1.8240[.074]
DLPIBUSA(-4)	.32954	.34397	.95804[.343]
DLPIBMEX(-1)	-.48353	.15406	-3.1387[.003]
DLPIBMEX(-2)	-.28217	.15277	-1.8471[.071]
DLPIBMEX(-3)	-.33473	.12918	-2.5913[.013]
DLPIBMEX(-4)	.21753	.10649	2.0427[.046]
DLTCR(-1)	-.19476	.034395	-5.6625[.000]
DLTCR(-2)	-.13185	.042420	-3.1081[.003]
DLTCR(-3)	-.12086	.039455	-3.0631[.004]
DLTCR(-4)	-.020385	.039579	-.51505[.609]
LSCAP(-1)	-.11060	.10169	-1.0876[.282]
LPIBUSA(-1)	.14342	.086449	1.6591[.103]
LPIBMEX(-1)	-.077380	.082873	-.93372[.355]
LTCCR(-1)	.097072	.028722	3.3797[.001]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(4)= 14.5752[.006]

Likelihood Ratio Statistic CHSQ(4)= 16.3428[.003]

F Statistic F(4,49)= 3.2214[.020]

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DLTCR

List of the variables added to the regression:

LSCAP(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCCR(-1)

70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	-.51193	2.0345	-.25162[.802]
DLSCAP(-1)	.56995	.31819	1.7912[.079]
DLSCAP(-2)	.34204	.27773	1.2315[.224]
DLSCAP(-3)	.25868	.23570	1.0975[.278]
DLSCAP(-4)	.24223	.18198	1.3311[.189]
DLPIBUSA(-1)	-1.7167	1.0658	-1.6107[.114]
DLPIBUSA(-2)	.94316	1.1348	.83113[.410]
DLPIBUSA(-3)	-.34697	1.1409	-.30411[.762]
DLPIBUSA(-4)	-.58127	1.1035	-.52675[.601]
DLPIBMEX(-1)	.015304	.49422	.030965[.975]
DLPIBMEX(-2)	-.17930	.49009	-.36585[.716]
DLPIBMEX(-3)	-.16336	.41441	-.39420[.695]
DLPIBMEX(-4)	.15748	.34164	.46096[.647]
DLTCR(-1)	-.056666	.11034	-.51354[.610]
DLTCR(-2)	-.13162	.13609	-.96717[.338]
DLTCR(-3)	.14055	.12658	1.1104[.272]
DLTCR(-4)	-.066446	.12697	-.52331[.603]
LSCAP(-1)	-.37329	.32624	-1.1442[.258]
LPIBUSA(-1)	-.25564	.27734	-.92178[.361]
LPIBMEX(-1)	.19651	.26586	.73912[.463]
LTCCR(-1)	-.14591	.092143	-1.5835[.120]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(4)= 8.7158[.069]

Likelihood Ratio Statistic CHSQ(4)= 9.3081[.054]

F Statistic F(4,49)= 1.7422[.156]

```

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(4,0,4,4) selected based on R-BAR Squared Criterion
*****
Dependent variable is LSCAP
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LPIBUSA        -.056071          .34368              -.16315[.871]
LPIBMEX        .13335           .29720              .44868[.655]
LTCR           .14513           .11065              1.3117[.195]
INPT           -2.3085          1.8136              -1.2729[.208]
*****

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic   95% Lower Bound   95% Upper Bound   90% Lower Bound   90% Upper Bound
2.1540        3.3679             4.5508           2.7932           3.8715

W-statistic   95% Lower Bound   95% Upper Bound   90% Lower Bound   90% Upper Bound
8.6159        13.4717            18.2030          11.1729          15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

```

```

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(4,1,1,0) selected based on Akaike Information Criterion
*****
Dependent variable is LSCAP
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LPIBUSA        -.090241          .35419              -.25478[.800]
LPIBMEX        .23370           .31041              .75287[.454]
LTCR           .16036           .10588              1.5145[.135]
INPT           -3.6505          2.2040              -1.6563[.103]
*****

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic   95% Lower Bound   95% Upper Bound   90% Lower Bound   90% Upper Bound
3.0176        3.3679             4.5508           2.7932           3.8715

W-statistic   95% Lower Bound   95% Upper Bound   90% Lower Bound   90% Upper Bound
12.0703       13.4717            18.2030          11.1729          15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

```


Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(4,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LSCAP

71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LPIBUSA	.035869	.35720	.10042[.920]
LPIBMEX	.064691	.30418	.21268[.832]
LTCR	.15939	.10606	1.5027[.138]
INPT	-2.0963	1.9220	-1.0907[.280]

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model

F-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
2.8676	3.3679	4.5508	2.7932	3.8715

W-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
11.4704	13.4717	18.2030	11.1729	15.4862

If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations using 20000 replications.

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(4,0,0,0) selected based on Hannan-Quinn Criterion

Dependent variable is LSCAP

71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LPIBUSA	.035869	.35720	.10042[.920]
LPIBMEX	.064691	.30418	.21268[.832]
LTCR	.15939	.10606	1.5027[.138]
INPT	-2.0963	1.9220	-1.0907[.280]

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model

F-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
2.8676	3.3679	4.5508	2.7932	3.8715

W-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
11.4704	13.4717	18.2030	11.1729	15.4862

If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations using 20000 replications.

```

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(4,0,0,0) selected based on Hannan-Quinn Criterion
Dependent variable is LSCAP
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LPIBUSA        .035869              .35720              .10042[.920]
LPIBMEX        .064691              .30418              .21268[.832]
LTCR           .15939              .10606              1.5027[.138]
INPT           -2.0963              1.9220              -1.0907[.280]
*****

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic    95% Lower Bound    95% Upper Bound    90% Lower Bound    90% Upper Bound
2.8676         3.3679              4.5508              2.7932              3.8715

W-statistic    95% Lower Bound    95% Upper Bound    90% Lower Bound    90% Upper Bound
11.4704        13.4717             18.2030             11.1729             15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(4,0,4,4) selected based on R-BAR Squared Criterion
Dependent variable is LSCAP
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LSCAP(-1)      .22855           .11759              1.9437[.057]
LSCAP(-2)      -.19645          .12073              -1.6272[.109]
LSCAP(-3)      .11895           .11881              1.0012[.321]
LSCAP(-4)      .31489           .11745              2.6810[.010]
LPIBUSA        -.029945         .18738              -.15981[.874]
LPIBMEX        .14098           .24638              .57222[.570]
LPIBMEX(-1)    .20120           .23505              .85599[.396]
LPIBMEX(-2)    -.31671          .22248              -1.4235[.160]
LPIBMEX(-3)    .36989           .22663              1.6321[.108]
LPIBMEX(-4)    -.32414          .18428              -1.7589[.084]
LTCR           -.042908         .073717             -.58206[.563]
LTCR(-1)       .19359           .091996             2.1044[.040]
LTCR(-2)       -.12602          .085164             -1.4798[.145]
LTCR(-3)       .15663           .090162             1.7372[.088]
LTCR(-4)       -.10378          .080775             -1.2848[.204]
INPT           -1.2329          1.0756              -1.1462[.257]
*****
R-Squared      .43688           R-Bar-Squared      .28330
S.E. of Regression .029663         F-Stat.           F(15,55)          2.8447[.002]
Mean of Dependent Variable -.31990         S.D. of Dependent Variable .035039
Residual Sum of Squares .048396         Equation Log-likelihood 158.0867
Akaike Info. Criterion 142.0867        Schwarz Bayesian Criterion 123.9853
DW-statistic    1.9309

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic    95% Lower Bound    95% Upper Bound    90% Lower Bound    90% Upper Bound
2.1540         3.3679              4.5508              2.7932              3.8715

W-statistic    95% Lower Bound    95% Upper Bound    90% Lower Bound    90% Upper Bound
8.6159         13.4717             18.2030             11.1729             15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

```

```

Diagnostic Tests
*****
*      Test Statistics      *      LM Version      *      F Version      *
*****
*      *      *      *
* A:Serial Correlation*CHSQ(4) = 4.6120[.329]*F(4,51) = .88574[.479]*
*      *      *      *
* B:Functional Form *CHSQ(1) = 3.6735[.055]*F(1,54) = 2.9464[.092]*
*      *      *      *
* C:Normality *CHSQ(2) = 37.7936[.000]* Not applicable
*      *      *      *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1) = .62036[.431]*F(1,69) = .60820[.438]*
*****
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

```

Capítulo 22

```

Variable Addition Test (OLS case)
Dependent variable is DLSCAP
List of the variables added to the regression:
LSCAP(-1)      LPIBUSA(-1)      LPIBMEX(-1)      LTCCR(-1)
70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
INPT           1.2769           .78473              1.6272[.110]
DLSCAP(-1)     -.29124          .14988              -1.9432[.058]
DLSCAP(-2)     -.50506          .14289              -3.5347[.001]
DLSCAP(-3)     -.13281          .12559              -1.0575[.295]
DLSCAP(-4)     -.13150          .12062              -1.0902[.281]
DLPIBUSA(-1)   -.27240          .39707              -.68602[.496]
DLPIBUSA(-2)   -.029372         .42266              -.069495[.945]
DLPIBUSA(-3)   .35995          .41479              .86779[.390]
DLPIBUSA(-4)   .55390          .41020              1.3503[.183]
DLPIBMEX(-1)   .30493          .17687              1.7240[.091]
DLPIBMEX(-2)   .22047          .17563              1.2553[.215]
DLPIBMEX(-3)   -.082905         .15837              -.52350[.603]
DLPIBMEX(-4)   -.31718          .13096              -2.4219[.019]
DLTCR(-1)      .053986         .040223             1.3422[.186]
DLTCR(-2)      .13800          .049590             2.7827[.008]
DLTCR(-3)      .093715         .049475             1.8942[.064]
DLTCR(-4)      .015924         .049945             .31883[.751]
LSCAP(-1)      -.15222         .11335              -1.3429[.185]
LPIBUSA(-1)    .092149         .10655              .86484[.391]
LPIBMEX(-1)    -.13099         .10436              -1.2552[.215]
LTCCR(-1)      -.0010588       .031340             -.033784[.973]
*****
Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:
Lagrange Multiplier Statistic      CHSQ(4)= 6.7155[.152]
Likelihood Ratio Statistic          CHSQ(4)= 7.0599[.133]
F Statistic                          F(4,49)= 1.2999[.283]

```

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DLPIBUSA

List of the variables added to the regression:

LSCAP(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCR(-1)

70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	.36443	.31012	1.1751[.246]
DLSCAP(-1)	.0068825	.059232	.11620[.908]
DLSCAP(-2)	-.10752	.056468	-1.9040[.063]
DLSCAP(-3)	-.010296	.049632	-.20745[.837]
DLSCAP(-4)	-.11362	.047670	-2.3834[.021]
DLPIBUSA(-1)	.25701	.15692	1.6378[.108]
DLPIBUSA(-2)	.23057	.16703	1.3804[.174]
DLPIBUSA(-3)	-.091194	.16393	-.55631[.581]
DLPIBUSA(-4)	.095499	.16211	.58909[.559]
DLPIBMEX(-1)	.018235	.069899	.26087[.795]
DLPIBMEX(-2)	.0048050	.069407	.069228[.945]
DLPIBMEX(-3)	.043519	.062587	.69534[.490]
DLPIBMEX(-4)	.0019386	.051757	.037457[.970]
DLTCR(-1)	-.027491	.015896	-1.7294[.090]
DLTCR(-2)	.013692	.019598	.69866[.488]
DLTCR(-3)	-.0074886	.019552	-.38300[.703]
DLTCR(-4)	.023781	.019738	1.2048[.234]
LSCAP(-1)	-.0091456	.044797	-.20416[.839]
LPIBUSA(-1)	.039083	.042108	.92815[.358]
LPIBMEX(-1)	-.047852	.041245	-1.1602[.252]
LTCR(-1)	.018048	.012386	1.4571[.151]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(4)= 9.4652[.050]

Likelihood Ratio Statistic CHSQ(4)= 10.1694[.038]

F Statistic F(4,49)= 1.9154[.123]

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DLPIBMEX

List of the variables added to the regression:

LSCAP(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCR(-1)

70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	.49860	.68874	.72394[.473]
DLSCAP(-1)	.022410	.13155	.17036[.865]
DLSCAP(-2)	.063284	.12541	.50462[.616]
DLSCAP(-3)	.0083588	.11023	.075834[.940]
DLSCAP(-4)	-.053160	.10587	-.50213[.618]
DLPIBUSA(-1)	.93863	.34850	2.6933[.010]
DLPIBUSA(-2)	.62858	.37096	1.6945[.097]
DLPIBUSA(-3)	-.71263	.36406	-1.9575[.056]
DLPIBUSA(-4)	.46071	.36003	1.2797[.207]
DLPIBMEX(-1)	-.36051	.15524	-2.3223[.024]
DLPIBMEX(-2)	-.15824	.15414	-1.0266[.310]
DLPIBMEX(-3)	-.30203	.13900	-2.1729[.035]
DLPIBMEX(-4)	.25082	.11494	2.1821[.034]
DLTCR(-1)	-.20043	.035303	-5.6775[.000]
DLTCR(-2)	-.12538	.043524	-2.8808[.006]
DLTCR(-3)	-.11946	.043423	-2.7511[.008]
DLTCR(-4)	.0065286	.043836	.14893[.882]
LSCAP(-1)	-.13235	.099488	-1.3303[.190]
LPIBUSA(-1)	.23626	.093517	2.5264[.015]
LPIBMEX(-1)	-.17898	.091598	-1.9540[.056]
LTCR(-1)	.077282	.027507	2.8096[.007]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(4)= 14.6645[.005]

Likelihood Ratio Statistic CHSQ(4)= 16.4556[.002]

F Statistic F(4,49)= 3.2464[.019]

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DLTCR

List of the variables added to the regression:

LSCAP(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCR(-1)

70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	1.8976	2.1279	.89177[.377]
DLSCAP(-1)	.16317	.40642	.40150[.690]
DLSCAP(-2)	.92437	.38745	2.3858[.021]
DLSCAP(-3)	.17148	.34055	.50354[.617]
DLSCAP(-4)	.57345	.32709	1.7532[.086]
DLPIBUSA(-1)	-1.8115	1.0767	-1.6824[.099]
DLPIBUSA(-2)	-.012767	1.1461	-.011140[.991]
DLPIBUSA(-3)	-.88401	1.1248	-.78596[.436]
DLPIBUSA(-4)	-.44448	1.1123	-.39960[.691]
DLPIBMEX(-1)	.37494	.47961	.78177[.438]
DLPIBMEX(-2)	.33694	.47623	.70751[.483]
DLPIBMEX(-3)	-.014594	.42943	-.033984[.973]
DLPIBMEX(-4)	.34863	.35512	.98173[.331]
DLTCR(-1)	-.010828	.10907	-.099273[.921]
DLTCR(-2)	-.21562	.13447	-1.6035[.115]
DLTCR(-3)	.15948	.13416	1.1887[.240]
DLTCR(-4)	-.16042	.13543	-1.1845[.242]
LSCAP(-1)	-.48281	.30737	-1.5708[.123]
LPIBUSA(-1)	.065670	.28892	.22729[.821]
LPIBMEX(-1)	-.11555	.28300	-.40831[.685]
LTCR(-1)	-.22100	.084983	-2.6005[.012]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(4)= 11.5124[.021]

Likelihood Ratio Statistic CHSQ(4)= 12.5776[.014]

F Statistic F(4,49)= 2.4112[.062]

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach

ARDL(4,1,3,4) selected based on R-BAR Squared Criterion

Dependent variable is LSCAP

71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LPIBUSA	.71187	.41013	1.7357[.088]
LPIBMEX	-.88577	.40876	-2.1670[.035]
LTCR	.064146	.13763	.46608[.643]
INPT	7.6215	3.0331	2.5127[.015]

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model

F-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
4.0855	3.3679	4.5508	2.7932	3.8715

W-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
16.3421	13.4717	18.2030	11.1729	15.4862

If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations using 20000 replications.

```

      Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
      ARDL(3,1,3,3) selected based on Akaike Information Criterion
Dependent variable is LSCAP
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LPIBUSA        .68032        .34205        1.9890[.052]
LPIBMEX        -.79312        .32665        -2.4281[.018]
LTCR           .066267        .10972        .60398[.548]
INPT           6.4221        2.2382        2.8693[.006]
*****

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic    95% Lower Bound    95% Upper Bound    90% Lower Bound    90% Upper Bound
4.2088          3.3679          4.5508          2.7932          3.8715

W-statistic    95% Lower Bound    95% Upper Bound    90% Lower Bound    90% Upper Bound
16.8353         13.4717         18.2030         11.1729         15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

```

```

      Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
      ARDL(3,0,3,3) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
Dependent variable is LSCAP
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LPIBUSA        .71751        .31285        2.2934[.025]
LPIBMEX        -.84180        .30149        -2.7921[.007]
LTCR           .057615        .097930        .58833[.559]
INPT           6.8868        2.0892        3.2964[.002]
*****

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic    95% Lower Bound    95% Upper Bound    90% Lower Bound    90% Upper Bound
6.0593          3.3679          4.5508          2.7932          3.8715

W-statistic    95% Lower Bound    95% Upper Bound    90% Lower Bound    90% Upper Bound
24.2372         13.4717         18.2030         11.1729         15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

```

```

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(3,0,3,3) selected based on Hannan-Quinn Criterion
*****
Dependent variable is LSCAP
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LPIBUSA        .71751          .31285             2.2934[.025]
LPIBMEX        -.84180         .30149             -2.7921[.007]
LTCR           .057615        .097930            .58833[.559]
INPT           6.8868         2.0892             3.2964[.002]
*****

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic   95% Lower Bound   95% Upper Bound   90% Lower Bound   90% Upper Bound
6.0593        3.3679            4.5508           2.7932           3.8715

W-statistic   95% Lower Bound   95% Upper Bound   90% Lower Bound   90% Upper Bound
24.2372       13.4717           18.2030          11.1729          15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
ARDL(3,0,3,3) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
*****
Dependent variable is dLSCAP
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
dLSCAP1        -.045978         .099165            -.46365[.645]
dLSCAP2        -.43318         .097476            -4.4439[.000]
dLPIBUSA       .21399         .096558            2.2162[.030]
dLPIBMEX       -.28318         .11498             -2.4629[.017]
dLPIBMEX1      .33100         .10570             3.1315[.003]
dLPIBMEX2      .20383         .092096            2.2132[.031]
dLTCR          .12096         .037274            3.2453[.002]
dLTCR1         -.0072227       .038128            -1.8943[.050]
dLTCR2         .11911         .040643            2.9306[.005]
ecm(-1)        -.29825         .10109             -2.9503[.005]
*****
List of additional temporary variables created:
dLSCAP = LSCAP-LSCAP(-1)
dLSCAP1 = LSCAP(-1)-LSCAP(-2)
dLSCAP2 = LSCAP(-2)-LSCAP(-3)
dLPIBUSA = LPIBUSA-LPIBUSA(-1)
dLPIBMEX = LPIBMEX-LPIBMEX(-1)
dLPIBMEX1 = LPIBMEX(-1)-LPIBMEX(-2)
dLPIBMEX2 = LPIBMEX(-2)-LPIBMEX(-3)
dLTCR = LTCR-LTCR(-1)
dLTCR1 = LTCR(-1)-LTCR(-2)
dLTCR2 = LTCR(-2)-LTCR(-3)
ecm = LSCAP -.71751*LPIBUSA + .84180*LPIBMEX -.057615*LTCR -6.8868*INPT
*****
R-Squared      .71881      R-Bar-Squared      .66063
S.E. of Regression .015268    F-Stat.      F(10,60)    14.8263[.000]
Mean of Dependent Variable .8347E-3    S.D. of Dependent Variable .026208
Residual Sum of Squares .013520    Equation Log-likelihood 203.3567
Akaike Info. Criterion 190.3567    Schwarz Bayesian Criterion 175.6493
DW-statistic    2.0862
*****

```

R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable
dLSCAP and in cases where the error correction model is highly
restricted, these measures could become negative.

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model

```
*****
F-statistic  95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
        6.0593           3.3679           4.5508           2.7932           3.8715
```

```
W-statistic  95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
        24.2372           13.4717           18.2030           11.1729           15.4862
```

```
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.
```

Dynamic forecasts for the change in LSCAP Based on ARDL Regression

```
*****
```

Based on 71 observations from 1995Q1 to 2012Q3.
ARDL(3,0,3,3) selected using Schwarz Bayesian Criterion.
Dependent variable in the ARDL model is LSCAP included with a lag of 3.
List of other regressors in the ARDL model:

```
LPIBUSA      LPIBMEX      LPIBMEX(-1)      LPIBMEX(-2)      LPIBMEX(-3)
LTCR         LTCR(-1)     LTCR(-2)        LTCR(-3)        INPT
```

```
*****
```

Observation	Actual	Prediction	Error
2012Q4	.0087686	-.0046784	.013447
2013Q1	.0094323	.016786	-.0073535
2013Q2	.012355	-.021577	.033932
2013Q3	-.021623	-.0076338	-.013989
2013Q4	-.0013425	.0078179	-.0091605

```
*****
```

Summary Statistics for Residuals and Forecast Errors

```
*****
```

	Estimation Period 1995Q1 to 2012Q3	Forecast Period 2012Q4 to 2013Q4
Mean	.0000	.0033752
Mean Absolute	.010172	.015576
Mean Sum Squares	.1904E-3	.3332E-3
Root Mean Sum Squares	.013800	.018253

```
*****
```


Capítulo SBICA

Variable Addition Test (OLS case)
 Dependent variable is DLSBICA
 List of the variables added to the regression:
 LSBCA(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCCR(-1)
 70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	-.30921	.34774	-.88922[.378]
DLSBICA(-1)	.46617	.20596	2.2634[.028]
DLSBICA(-2)	-.050415	.18114	-.27832[.782]
DLSBICA(-3)	.0097921	.12253	.079917[.937]
DLSBICA(-4)	.37000	.10777	3.4334[.001]
DLPIBUSA(-1)	.046504	.20865	.22288[.825]
DLPIBUSA(-2)	.49419	.21931	2.2534[.029]
DLPIBUSA(-3)	.046702	.22532	.20727[.837]
DLPIBUSA(-4)	.16130	.21409	.75341[.455]
DLPIBMEX(-1)	-.0054695	.094220	-.058051[.954]
DLPIBMEX(-2)	-.085652	.094283	-.90845[.368]
DLPIBMEX(-3)	-.13106	.083991	-1.5604[.125]
DLPIBMEX(-4)	-.036415	.070157	-.51904[.606]
DLTCCR(-1)	.0081971	.019750	.41505[.680]
DLTCCR(-2)	.015679	.023473	.66796[.507]
DLTCCR(-3)	.0077432	.022693	.34121[.734]
DLTCCR(-4)	-.074301	.022451	-3.3095[.002]
LSBCA(-1)	-.94346	.23958	-3.9379[.000]
LPIBUSA(-1)	.058725	.048779	1.2039[.234]
LPIBMEX(-1)	-.020077	.045156	-.44462[.659]
LTCCR(-1)	.028183	.016512	1.7068[.094]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:
 Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(4)= 17.1736[.002]
 Likelihood Ratio Statistic CHSQ(4)= 19.7039[.001]
 F Statistic F(4,49)= 3.9824[.007]

Variable Addition Test (OLS case)
 Dependent variable is DLPIBUSA
 List of the variables added to the regression:
 LSBCA(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCCR(-1)
 70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	.42184	.26761	1.5763[.121]
DLSBICA(-1)	-.24428	.15851	-1.5411[.130]
DLSBICA(-2)	-.078299	.13940	-.56168[.577]
DLSBICA(-3)	-.13152	.094296	-1.3948[.169]
DLSBICA(-4)	.028742	.082934	.34657[.730]
DLPIBUSA(-1)	.17098	.16057	1.0648[.292]
DLPIBUSA(-2)	.11054	.16878	.65494[.516]
DLPIBUSA(-3)	-.18339	.17340	-1.0576[.295]
DLPIBUSA(-4)	-.087096	.16476	-.52862[.599]
DLPIBMEX(-1)	.067933	.072510	.93687[.353]
DLPIBMEX(-2)	.036594	.072559	.50434[.616]
DLPIBMEX(-3)	.033648	.064638	.52056[.605]
DLPIBMEX(-4)	.061577	.053992	1.1405[.260]
DLTCCR(-1)	-.0074139	.015199	-.48779[.628]
DLTCCR(-2)	-.6806E-3	.018065	-.037677[.970]
DLTCCR(-3)	-.0038713	.017464	-.22167[.825]
DLTCCR(-4)	-.0075127	.017278	-.43481[.666]
LSBCA(-1)	.31895	.18438	1.7299[.090]
LPIBUSA(-1)	.015437	.037539	.41123[.683]
LPIBMEX(-1)	-.035503	.034751	-1.0216[.312]
LTCCR(-1)	.0052112	.012707	.41009[.684]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:
 Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(4)= 10.0906[.039]
 Likelihood Ratio Statistic CHSQ(4)= 10.8963[.028]
 F Statistic F(4,49)= 2.0633[.100]

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DLPIBMEX

List of the variables added to the regression:

LSBCA(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCCR(-1)

70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	.22424	.57334	.39110[.697]
DLSCA(-1)	-.47271	.33959	-1.3920[.170]
DLSCA(-2)	.058113	.29866	.19458[.847]
DLSCA(-3)	-.16724	.20202	-.82782[.412]
DLSCA(-4)	.20210	.17768	1.1374[.261]
DLPIBUSA(-1)	.92525	.34402	2.6895[.010]
DLPIBUSA(-2)	.49417	.36160	1.3666[.178]
DLPIBUSA(-3)	-.72726	.37151	-1.9576[.056]
DLPIBUSA(-4)	.053751	.35299	.15227[.880]
DLPIBMEX(-1)	-.38720	.15535	-2.4925[.016]
DLPIBMEX(-2)	-.11094	.15545	-.71367[.479]
DLPIBMEX(-3)	-.22372	.13848	-1.6155[.113]
DLPIBMEX(-4)	.27575	.11567	2.3838[.021]
DLTCCR(-1)	-.16542	.032563	-5.0799[.000]
DLTCCR(-2)	-.12022	.038702	-3.1063[.003]
DLTCCR(-3)	-.10344	.037416	-2.7645[.008]
DLTCCR(-4)	-.012362	.037017	-.33396[.740]
LSBCA(-1)	.36990	.39502	.93642[.354]
LPIBUSA(-1)	.15594	.080426	1.9389[.058]
LPIBMEX(-1)	-.11495	.074453	-1.5440[.129]
LTCCR(-1)	.067356	.027225	2.4740[.017]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic	CHSQ(4)=	13.1899[.010]
Likelihood Ratio Statistic	CHSQ(4)=	14.6147[.006]
F Statistic	F(4,49)=	2.8441[.034]

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DLTCCR

List of the variables added to the regression:

LSBCA(-1) LPIBUSA(-1) LPIBMEX(-1) LTCCR(-1)

70 observations used for estimation from 1995Q2 to 2012Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	.46259	1.9582	.23623[.814]
DLSCA(-1)	-.38090	1.1598	-.32840[.744]
DLSCA(-2)	.040851	1.0200	.040049[.968]
DLSCA(-3)	-.042706	.69000	-.061893[.951]
DLSCA(-4)	.082734	.60686	.13633[.892]
DLPIBUSA(-1)	-1.4524	1.1750	-1.2361[.222]
DLPIBUSA(-2)	.60102	1.2350	.48665[.629]
DLPIBUSA(-3)	-.61412	1.2689	-.48399[.631]
DLPIBUSA(-4)	-.65775	1.2056	-.54557[.588]
DLPIBMEX(-1)	.082383	.53058	.15527[.877]
DLPIBMEX(-2)	.12619	.53094	.23767[.813]
DLPIBMEX(-3)	.092488	.47298	.19554[.846]
DLPIBMEX(-4)	.17230	.39508	.43611[.665]
DLTCCR(-1)	-.0055794	.11122	-.050167[.960]
DLTCCR(-2)	-.076472	.13219	-.57853[.566]
DLTCCR(-3)	.19635	.12779	1.5365[.131]
DLTCCR(-4)	-.024003	.12643	-.18986[.850]
LSBCA(-1)	.0036539	1.3492	.0027083[.998]
LPIBUSA(-1)	-.12969	.27469	-.47215[.639]
LPIBMEX(-1)	.075172	.25429	.29562[.769]
LTCCR(-1)	-.18199	.092985	-1.9572[.056]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic	CHSQ(4)=	6.9666[.138]
Likelihood Ratio Statistic	CHSQ(4)=	7.3382[.119]
F Statistic	F(4,49)=	1.3539[.264]

```

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(3,3,4,3) selected based on R-BAR Squared Criterion
Dependent variable is LSBCA
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LPIBUSA        .026195              .052287             .50097[.618]
LPIBMEX        .013481              .048744             .27656[.783]
LTCR           .021242              .015218             1.3959[.168]
INPT           -.52837              .33540              -1.5753[.121]
*****

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic    95% Lower Bound    95% Upper Bound    90% Lower Bound    90% Upper Bound
6.4614         3.3679                4.5508             2.7932             3.8715

W-statistic    95% Lower Bound    95% Upper Bound    90% Lower Bound    90% Upper Bound
25.8456        13.4717              18.2030            11.1729            15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

```

```

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(3,3,0,4) selected based on Akaike Information Criterion
Dependent variable is LSBCA
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LPIBUSA        .035806              .050890             .70361[.485]
LPIBMEX        -.012036             .044447             -.27079[.788]
LTCR           .0069300            .016865             .41091[.683]
INPT           -.17223              .27411              -.62830[.532]
*****

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic    95% Lower Bound    95% Upper Bound    90% Lower Bound    90% Upper Bound
6.6006         3.3679                4.5508             2.7932             3.8715

W-statistic    95% Lower Bound    95% Upper Bound    90% Lower Bound    90% Upper Bound
26.4023        13.4717              18.2030            11.1729            15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

```

```

      Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
      ARDL(3,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
Dependent variable is LSBCA
  71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LPIBUSA        .074256          .051906             1.4306[.157]
LPIBMEX       -.053035          .046332            -1.1447[.257]
LTCR           .035129          .015185             2.3135[.024]
INPT           .062984          .29865              .21089[.834]
*****

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic  95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
   6.2691         3.3679         4.5508         2.7932         3.8715

W-statistic  95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
  25.0764        13.4717        18.2030        11.1729        15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

      Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
      ARDL(3,3,0,4) selected based on Hannan-Quinn Criterion
Dependent variable is LSBCA
  71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LPIBUSA        .035806          .050890             .70361[.485]
LPIBMEX       -.012036          .044447            -2.27079[.788]
LTCR           .0069300         .016865             .41091[.683]
INPT          -.17223          .27411              -.62830[.532]
*****

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic  95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
   6.6006         3.3679         4.5508         2.7932         3.8715

W-statistic  95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
  26.4023        13.4717        18.2030        11.1729        15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

```

```

Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(3,3,0,4) selected based on Akaike Information Criterion
*****
Dependent variable is LSBCA
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LSBCA(-1)      .46055              .10937              4.2108[.000]
LSBCA(-2)      -.87680             .063289            -13.8540[.000]
LSBCA(-3)      .42724              .10156              4.2069[.000]
LPIBUSA        .44067              .20711              2.1277[.038]
LPIBUSA(-1)    -.50201             .31857              -1.5758[.121]
LPIBUSA(-2)    .60791              .31114              1.9538[.056]
LPIBUSA(-3)    -.51115             .19880              -2.5711[.013]
LPIBMEX        -.011903            .044189            -.26937[.789]
LTCR           .045048             .019948             2.2582[.028]
LTCR(-1)       -.012050            .024458            -.49267[.624]
LTCR(-2)       .041267             .022849             1.8061[.076]
LTCR(-3)       -.028810            .023666            -1.2174[.228]
LTCR(-4)       -.038602            .019766            -1.9529[.056]
INPT           -.17033             .27294              -.62407[.535]
*****
R-Squared      .81577              R-Bar-Squared      .77375
S.E. of Regression .0087958          F-Stat.            F(13,57)           19.4150[.000]
Mean of Dependent Variable -.0049263        S.D. of Dependent Variable .018492
Residual Sum of Squares .0044099        Equation Log-likelihood 243.1292
Akaike Info. Criterion 229.1292        Schwarz Bayesian Criterion 213.2905
DW-statistic   1.9346
Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic   95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
6.6006        3.3679           4.5508           2.7932           3.8715

W-statistic   95% Lower Bound  95% Upper Bound  90% Lower Bound  90% Upper Bound
26.4023       13.4717          18.2030          11.1729          15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

Diagnostic Tests
*****
*      Test Statistics      *      LM Version      *      F Version      *
*****
*      *      *      *      *
* A:Serial Correlation*CHSQ(4) = 28.6167[.000]*F(4,53) = 8.9463[.000]*
*      *      *      *      *
* B:Functional Form *CHSQ(1) = 5.3786[.020]*F(1,56) = 4.5900[.037]*
*      *      *      *      *
* C:Normality *CHSQ(2) = 4.6228[.099]*      Not applicable      *
*      *      *      *      *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1) = 1.3856[.239]*F(1,69) = 1.3734[.245]*
*****
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

```

```

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
ARDL(3,3,0,4) selected based on Akaike Information Criterion
*****
Dependent variable is dLSBCA
71 observations used for estimation from 1995Q1 to 2012Q3
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
dLSBCA1        .44956            .10589              4.2454[.000]
dLSBCA2        -.42724           .10156              -4.2069[.000]
dLPIBUSA       .44067            .20711              2.1277[.038]
dLPIBUSA1      -.096758          .20412              -1.47403[.637]
dLPIBUSA2      .51115           .19880              2.5711[.013]
dLPIBMEX       -.011903          .044189            -1.26937[.789]
dLTCR          .045048          .019948             2.2582[.028]
dLTCR1         .026144          .020204             1.2940[.201]
dLTCR2         .067411          .019685             3.4246[.001]
dLTCR3         .038602          .019766             1.9529[.056]
ecm(-1)        -.98901          .19496             -5.0730[.000]
*****
List of additional temporary variables created:
dLSBCA = LSBCA-LSBCA(-1)
dLSBCA1 = LSBCA(-1)-LSBCA(-2)
dLSBCA2 = LSBCA(-2)-LSBCA(-3)
dLPIBUSA = LPIBUSA-LPIBUSA(-1)
dLPIBUSA1 = LPIBUSA(-1)-LPIBUSA(-2)
dLPIBUSA2 = LPIBUSA(-2)-LPIBUSA(-3)
dLPIBMEX = LPIBMEX-LPIBMEX(-1)
dLTCR = LTCR-LTCR(-1)
dLTCR1 = LTCR(-1)-LTCR(-2)
dLTCR2 = LTCR(-2)-LTCR(-3)
dLTCR3 = LTCR(-3)-LTCR(-4)
ecm = LSBCA -.035806*LPIBUSA + .012036*LPIBMEX -.0069300*LTCR + .17223*INPT
*****
R-Squared      .90185      R-Bar-Squared      .87947
S.E. of Regression .0087958    F-Stat.      F(11,59)      47.6151[.000]
Mean of Dependent Variable .1396E-3    S.D. of Dependent Variable .025335
Residual Sum of Squares .0044099    Equation Log-likelihood      243.1292
Akaike Info. Criterion      229.1292    Schwarz Bayesian Criterion      213.2905
DW-statistic      1.9346
*****
R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable
dLSBCA and in cases where the error correction model is highly
restricted, these measures could become negative.

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic      95% Lower Bound      95% Upper Bound      90% Lower Bound      90% Upper Bound
6.6006           3.3679           4.5508           2.7932           3.8715

W-statistic      95% Lower Bound      95% Upper Bound      90% Lower Bound      90% Upper Bound
26.4023          13.4717           18.2030          11.1729          15.4862
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 20000 replications.

```

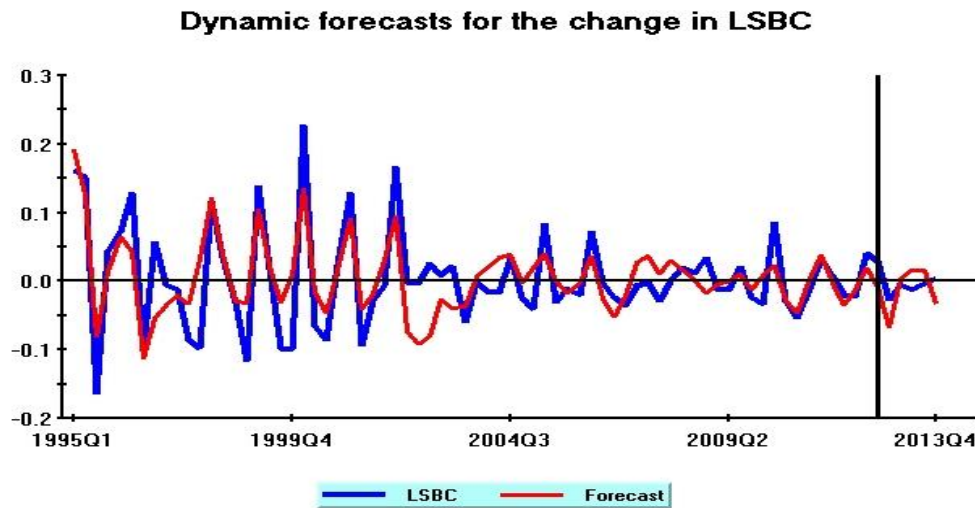
```

Dynamic forecasts for the change in LSBCA
Based on ARDL Regression
*****
Based on 71 observations from 1995Q1 to 2012Q3.
ARDL(3,3,0,4) selected using Akaike Information Criterion.
Dependent variable in the ARDL model is LSBCA included with a lag of 3.
List of other regressors in the ARDL model:
LPIBUSA      LPIBUSA(-1)      LPIBUSA(-2)      LPIBUSA(-3)      LPIBMEX
LTCR         LTCR(-1)         LTCR(-2)         LTCR(-3)         LTCR(-4)
INPT
*****
Observation      Actual      Prediction      Error
2012Q4           .011500      .0033984      .0081019
2013Q1           .025153      .024432      .7210E-3
2013Q2           .2807E-3     -.0091163     .0093971
2013Q3           -.030185     -.014556     -.015629
2013Q4           .0099245     .0093423     .5823E-3
*****

Summary Statistics for Residuals and Forecast Errors
*****
Estimation Period      Forecast Period
1995Q1 to 2012Q3      2012Q4 to 2013Q4
*****
Mean                  -.0000                  .6346E-3
Mean Absolute         .0063038               .0068863
Mean Sum Squares      .6211E-4               .7982E-4
Root Mean Sum Squares .0078811               .0089340
*****

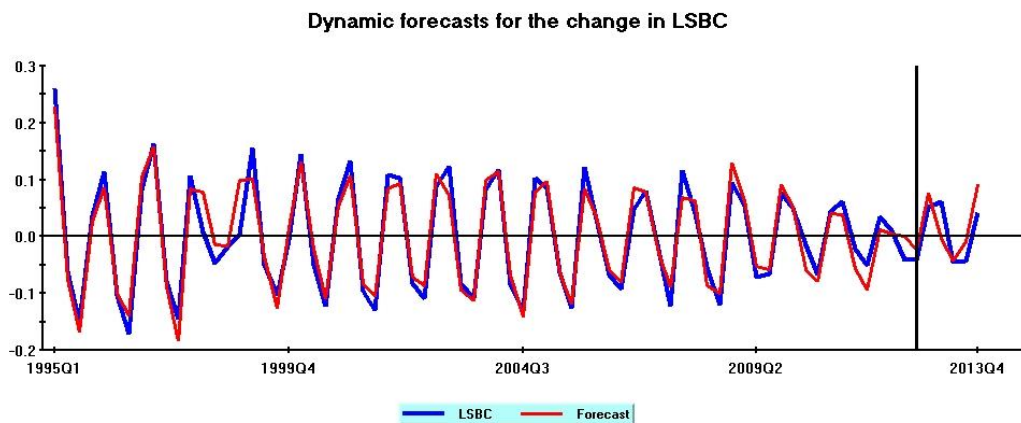
```

Gráficas



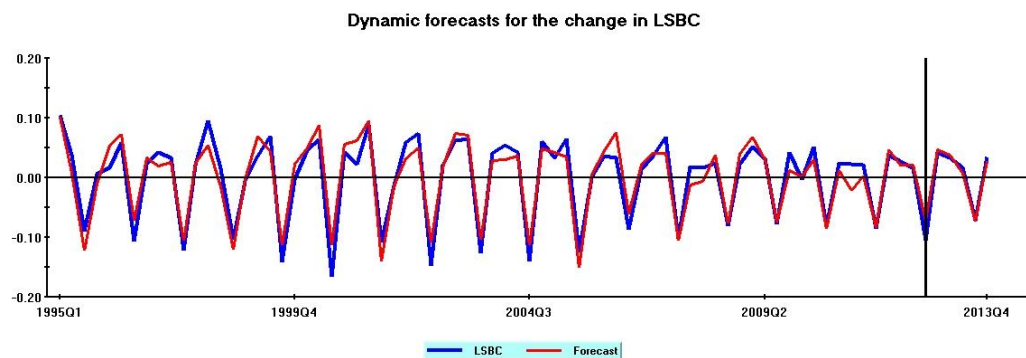
Fuente: elaboración propia con datos de salida del Software Microfit 5.0

Pronóstico del logaritmo del saldo del capítulo 4 para el periodo 2012:03 – 2013:04.



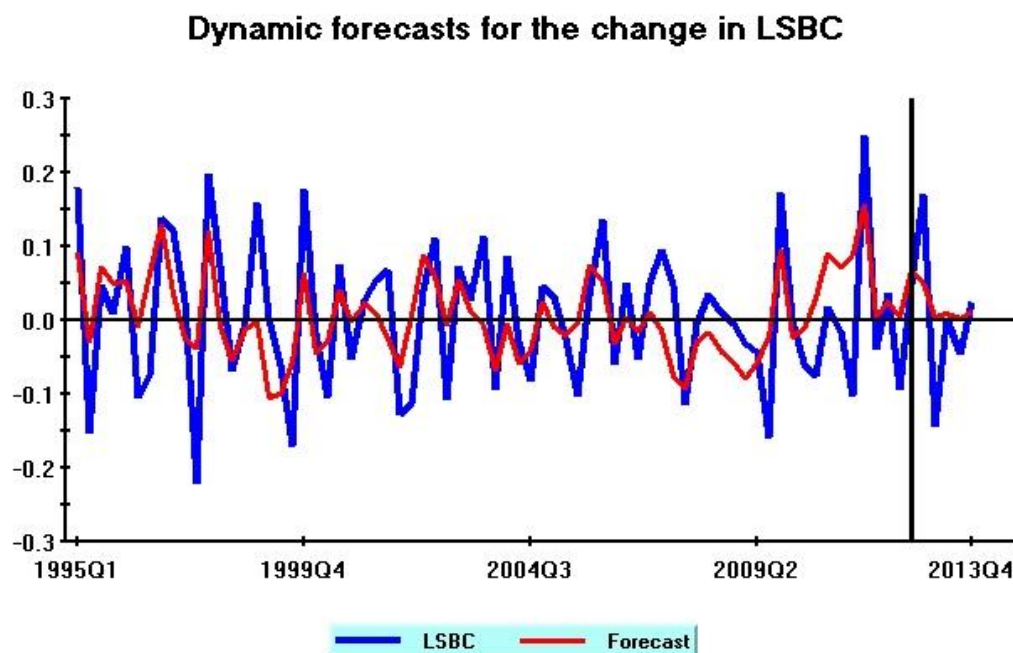
Fuente: elaboración propia con datos de salida del Software Microfit 5.0

Pronóstico del logaritmo del saldo del capítulo 7 para el periodo 2012:03 – 2013:04.



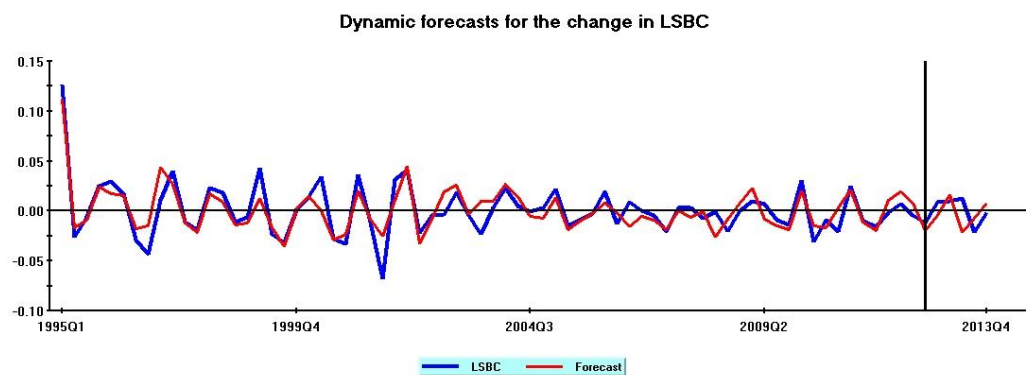
Fuente: elaboración propia con datos de salida del Software Microfit 5.0

Pronóstico del logaritmo del saldo del capítulo 8 para el periodo 2012:03 – 2013:04.



Fuente: elaboración propia con datos de salida del Software Microfit 5.0

Pronóstico del logaritmo del saldo del capítulo 10 para el periodo 2012:03 – 2013:04.



Fuente: elaboración propia con datos de salida del Software Microfit 5.0

Pronóstico del logaritmo del saldo del capítulo 22 para el periodo 2012:03 – 2013:04.