



# **COLEGIO DE POSTGRADUADOS**

**INSTITUCIÓN DE ENSEÑANZA E INVESTIGACIÓN EN CIENCIAS AGRÍCOLAS**

**CAMPUS MONTECILLO**

**POSTGRADO DE SOCIOECONOMÍA, ESTADÍSTICA E INFORMÁTICA**

**ECONOMÍA**

**BALANZA COMERCIAL MÉXICO-CHINA 1993-2015: UN ANÁLISIS DE  
COINTEGRACIÓN CON EL MÉTODO ARDL.**

**ISAIAS GARCIA LUIS**

**T E S I S**

**PRESENTADA COMO REQUISITO PARCIAL**

**PARA OBTENER EL GRADO DE:**

**MAESTRO EN CIENCIAS**

**MONTECILLO, TEXCOCO, ESTADO DE MÉXICO**

**2017**

La presente tesis titulada: **BALANZA COMERCIAL MÉXICO-CHINA 1993-2015: UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN CON EL MÉTODO ARDL**, realizada por el alumno: **ISAIAS GARCIA LUIS** bajo la dirección del Consejo Particular indicado, ha sido aprobada por el mismo y aceptada como requisito parcial para obtener el grado de:

**MAESTRO EN CIENCIAS**  
**SOCIOECONOMÍA, ESTADÍSTICA E INFORMÁTICA**  
**ECONOMÍA**

CONSEJO PARTICULAR

CONSEJERO



---

Dr. Miguel Angel Martínez Damián

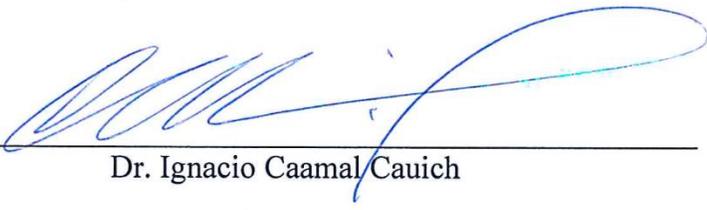
ASESOR



---

Dr. Jose Jaime Arana Coronado

ASESOR



---

Dr. Ignacio Caamal Cauich

Montecillo, Texcoco, Estado de México, Marzo de 2017.

# **BALANZA COMERCIAL MÉXICO-CHINA 1993-2015: UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN CON EL MÉTODO ARDL.**

**Isaías García Luis, M. en C.  
Colegio de Postgraduados, 2017**

## **RESUMEN**

El presente trabajo de investigación da solución a la necesidad de implementar nuevas políticas comerciales en México encaminadas al mejoramiento del saldo de la Balanza Comercial con China, bajo el supuesto de que en economías abiertas donde la proporción que representa el comercio exterior en relación con el PIB es elevada, no puede postularse la independencia entre el PIB y el tipo de cambio real. De este modo pudiera emplearse el tipo de cambio como instrumento para mejorar la balanza comercial de México. La existencia de una relación positiva de largo plazo entre la depreciación del tipo de cambio y el incremento de las exportaciones es un fenómeno de gran importancia que está relacionado con la condición Marshall-Lerner, la cual postula que una depreciación real de la moneda mejorará el saldo de balanza comercial. Lo que esta investigación verifica, mediante un análisis de cointegración con el enfoque de la prueba de los límites del modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL) y un modelo de corrección de errores (ECM), es la existencia de una relación positiva de corto y largo plazo entre el saldo de balanza comercial de México con China, el tipo de cambio real y el PIB de ambos países durante el periodo que va de 1993:01 a 2015:12. Los resultados empíricos muestran que si existe cointegración pero una relación negativa entre el tipo de cambio real y el saldo de balanza comercial, por lo que no puede postularse el cumplimiento de la condición Marshall-Lerner; en el corto plazo tampoco se encuentra evidencia sobre la presencia de la Curva-J y se concluye que una política inducida para el mejoramiento del saldo de balanza comercial mediante el control del tipo de cambio no es factible.

**Palabras clave:** modelo ARDL, modelo de corrección de errores (ECM), cointegración, condición Marshall-Lerner, Curva-J, depreciación.

**1993-2015 MEXICO-CHINA TRADE BALANCE: A COINTEGRATION ANALYSIS  
WITH THE ARDL METHOD.**

**Isaías García Luis, M. en C.  
Colegio de Postgraduados, 2017**

**ABSTRACT**

This research work solves the need to implement new trade policies in Mexico aimed at improving the trade balance with China, assuming that in open economies where the proportion represented by foreign trade in relation to GDP is high, the independence between GDP and real exchange rate cannot be postulated. In this way, the exchange rate could be used as an instrument to improve Mexico's trade balance. The existence of a positive long-run relationship between exchange rate depreciation and the export increase is a phenomenon of great importance that is related to the Marshall-Lerner condition, which postulates that a real currency depreciation will improve the trade balance. What this research verifies, through an Autoregressive Distributed Lag (ARDL) bounds testing cointegration approach and an Error Correction Model (ECM), is the existence of a positive short and long-run relationship between Mexico-China trade balance, real exchange rate and GDP of both countries during the period from 1993:01 to 2015:12. Empirical results show that cointegration exists, but there is a negative relationship between real exchange rate and trade balance, so that the fulfillment of Marshall-Lerner condition cannot be postulated; in the short-run no evidence of J-Curve is found either. It is concluded that an induced policy for trade balance improvement through exchange rate control is not feasible.

**Keywords:** ARDL model, error correction model (ECM), cointegration, Marshall-Lerner condition, J-Curve, depreciation.

## **AGRADECIMIENTOS**

Al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT), por el apoyo económico brindado para poder realizar mis estudios de Maestría.

Al Colegio de Postgraduados (COLPOS), por brindarme la oportunidad de estudiar la Maestría en Economía y por todo el conocimiento que he adquirido dentro del campus.

A mi Consejero, Dr. Miguel Ángel Martínez Damián, quiero expresar mi respeto y admiración por su amable disposición para dirigir el presente trabajo de investigación, por su asesoría, por sus consejos y sugerencias; así como por el invaluable conocimiento que me ha brindado.

A mis asesores de tesis, Dr. José Jaime Arana Coronado y Dr. Ignacio Caamal Cauich, por su asesoría y apoyo en el presente trabajo.

A toda mi familia, en especial a mis padres y hermanos, por el apoyo incondicional en todo momento, por sus consejos y motivación; por ser la fuente de mi inspiración.

A mis amigos y compañeros de Maestría, porque han hecho el camino más corto y más emocionante.

A todas aquellas personas que han depositado confianza en mí, a todas aquellas personas que me han hecho crecer emocional y profesionalmente.

## CONTENIDO

RESUMEN .....	iii
ABSTRACT.....	iv
CAPÍTULO 1. INTRODUCCIÓN .....	1
1.1 Justificación e importancia.....	3
1.2 Hipótesis .....	4
1.3 Objetivos .....	4
1.3.1 Objetivo general.....	4
1.3.2 Objetivos específicos .....	4
CAPÍTULO 2. COMERCIO EXTERIOR .....	5
2.1 Comercio mundial.....	5
2.2 Importancia de México y China dentro del comercio mundial.....	8
2.3 Balanza comercial México-China.....	9
CAPÍTULO 3. REVISIÓN DE LITERATURA.....	13
CAPÍTULO 4. MARCO TEÓRICO.....	16
4.1 Serie de tiempo .....	16
4.1.1 Procesos estocásticos .....	16
4.1.2 Procesos estocásticos integrados.....	22
4.1.3 El fenómeno de regresión espuria.....	23
4.1.4 Pruebas de estacionariedad .....	24
4.1.5 Cointegración.....	28
4.1.6 Modelo de Corrección de Errores (ECM).....	28
4.1.7 Modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL) y Modelo de Corrección de Errores (ECM).....	29
CAPÍTULO 5. METODOLOGÍA .....	32
5.1 Materiales.....	32
5.2 Método .....	32
5.3 Especificación del modelo econométrico .....	36
5.3.1 Procedimiento de la prueba de los límites.....	38
CAPITULO 6. RESULTADOS .....	40
CAPÍTULO 7. CONCLUSIONES .....	50
7.1 Implicaciones de política económica .....	51
Bibliografía .....	52
Páginas de internet consultadas.....	54

## LISTA DE GRÁFICAS

Gráfica 1. Exportaciones promedio de mercancías (2006-2016:07) millones de dólares.....	7
Gráfica 2. Importaciones promedio de mercancías (2006-2016:07) millones de dólares.....	7
Gráfica 3. Balanza comercial de México con China (miles de dólares). ....	10
Gráfica 4. Origen de las importaciones en 2009. ....	11
Gráfica 5. Origen de las importaciones en 2015. ....	11
Gráfica 6. AIC Top 20 mejores modelos. ....	44
Gráfica 7. Prueba CUSUM al 5 % de significancia. ....	49
Gráfica 8. Valores reales y ajustados de la variable dependiente y residuos de la regresión.....	49

## LISTA DE TABLAS

Tabla 1. Variables usadas en el modelo ARDL. ....	35
Tabla 2. Prueba Phillips-Perron de raíz unitaria (PP). ....	41
Tabla 3. Prueba Aumentada Dickey Fuller de raíz unitaria (ADF). ....	42
Tabla 4. VAR Criterio de selección del orden de rezago.....	43
Tabla 5. Prueba Wald.....	43
Tabla 6. Resultados de la prueba de los límites de cointegración (Bounds Test).....	45
Tabla 7. Estimación del modelo de largo plazo mediante MCO. ....	45
Tabla 8. Coeficientes de largo plazo mediante normalización. ....	46
Tabla 9. Modelo de corto plazo en su versión de ECM. ....	47
Tabla 10. Coeficientes de corto plazo.....	47
Tabla 11. Prueba Breusch-Godfrey para detectar correlación serial.....	48

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Destino de las exportaciones. ....	6
Figura 2. Origen de las importaciones. ....	6
Figura 3. Comportamiento de las variables en niveles. ....	41

## CAPÍTULO 1. INTRODUCCIÓN

De acuerdo a Casar (1993), cualquier economía enfrenta una restricción externa al crecimiento económico cuando no puede alcanzar una tasa de crecimiento asociada a la relación marginal producto capital y al ahorro potencial, ya que eso trae como consecuencia que las importaciones crezcan más que las exportaciones, situación que no puede sostenerse en el largo plazo.

El exceso de importaciones puede financiarse con deuda externa, sin embargo no puede haber un endeudamiento permanente, ya que el proceso de crecimiento se interrumpe. En el caso de la economía mexicana las crisis financieras y cambiarias son el resultado de un sobreendeudamiento externo y déficits crónicos de la balanza comercial (Guillén, 1996).

Teóricamente, se puede entender a la restricción externa por el lado de la demanda como una función autónoma en donde la capacidad productiva y el nivel de producción se ajustan en el corto y largo plazo a la velocidad y al nivel de dicha demanda. Por el lado de la oferta se relaciona con estructuras productivas poco desarrolladas lo que implica importar tecnología y bienes de capital necesarios para la producción. Por lo tanto, la restricción externa se relaciona con una escasez de divisas que puede tener su origen en una alta dependencia de las importaciones, en una baja capacidad exportadora, o en ambas.

De acuerdo a McCombie y Thirlwall (2004) las exportaciones son la única variable autónoma de la demanda agregada que es capaz de generar las divisas necesarias para que el resto de los componentes consiga las importaciones para crecer, de esta forma suavizan la restricción que impone la cuenta corriente al crecimiento económico. De hecho, ley de Thirlwall plantea que para que el crecimiento de una economía sea sostenible dentro de un contexto internacional, la demanda de importaciones asociada con el crecimiento económico debe ser financiada con el ingreso de divisas por exportaciones, es decir, en el largo plazo las economías crecen solamente a un ritmo permitido por la restricción impuesta por el requerimiento de equilibrio en la balanza de pagos.

Desde un punto de vista poskeynesiano, el incremento de las exportaciones permite relajar la restricción que la balanza comercial impone al crecimiento económico y 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 (Ocegueda, 2001).

La existencia de una relación positiva de largo plazo entre la depreciación del tipo de cambio y el incremento de las exportaciones (que teóricamente debería mejorar el saldo de la balanza comercial), debido a que se abaratan relativamente los productos nacionales con respecto a los extranjeros es un fenómeno que ya se ha estudiado y resulta de gran importancia analizar la situación del sector externo mexicano, en este caso la relación comercial con China, a partir de la condición Marshall-Lerner, la cual postula que una depreciación real de la moneda mejorará el saldo de Balanza.

En teoría, para que haya un saldo de balanza comercial superavitario, y por lo tanto un crecimiento de la economía se puede utilizar el tipo de cambio como instrumento de política. De acuerdo con datos de la Organización Mundial de Comercio (OMC, 2015b), en el caso de México la relación entre el comercio exterior y el PIB es del 65.6 % por lo que el crecimiento económico puede darse a través del control del tipo de cambio para incentivar las exportaciones.

Lo que esta investigación examina a través de un análisis de cointegración con el método ARDL, es si existe una relación de largo plazo entre el tipo de cambio y el saldo de balanza comercial, es decir, si las variables están cointegradas. Si existe cointegración entonces se puede decir que se cumple la condición Marshall-Lerner y que una depreciación de la moneda tendría un efecto positivo en el saldo de la balanza comercial.

## **1.1 Justificación e importancia**

De acuerdo a Jimenez (2008), la relación de causalidad del tipo de cambio real sobre la balanza comercial, en el sentido que una depreciación real debe conducir a una mejora en las cuentas comerciales externas responde a la condición Marshall-Lerner, la cual implica que el signo de la elasticidad precio de las exportaciones es positivo, y la elasticidad precio de las importaciones es negativo, donde la suma de ambas, en valor absoluto, es mayor que la unidad. Que esta condición se cumpla implica que una depreciación del tipo de cambio real tiene un efecto positivo sobre el saldo en la balanza comercial debido al aumento en la competitividad del país.

Sin embargo debido a que existe un fuerte grado de integración de las economías dependientes que comercian grandes volúmenes de bienes de consumo intermedio se cuestiona si existe ese efecto sobre la balanza comercial, ya que gran parte de las exportaciones proviene de componentes importados.

El argumento central es que debido al grado de integración con China y la dependencia de los bienes intermedios importados para la producción de bienes de exportación, se dice que una depreciación del tipo de cambio podría transmitir el efecto que tiene sobre las importaciones a los precios de los bienes exportados mediante el incremento de los costos de producción. Por lo tanto no sería viable una política para inducir una depreciación del tipo de cambio.

## **1.2 Hipótesis**

Existe una relación de cointegración entre el tipo de cambio real y el Saldo de Balanza Comercial (SBC) entre México y China, es decir, existe una relación de equilibrio en el largo plazo entre estas variables, lo cual indicaría que el SBC es afectado por las variaciones del tipo de cambio real.

## **1.3 Objetivos**

### **1.3.1 Objetivo general**

Analizar el efecto de corto y largo plazo del tipo de cambio real en el saldo de balanza comercial (SBC) de México con China, así como la relación entre el ingreso de ambos países con el SBC en el periodo que va de 1993 a 2015 a través del enfoque del modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL) de cointegración para generar información que sirva de base en la toma de decisiones para el mejoramiento de la balanza comercial.

### **1.3.2 Objetivos específicos**

Verificar si el tipo de cambio real tiene un impacto positivo en el SBC de México con China, de manera inmediata o en el largo plazo (presencia de la Curva J).

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 un efecto positivo sobre el SBC.

## CAPÍTULO 2. COMERCIO EXTERIOR

### 2.1 Comercio mundial

El comercio de bienes y servicios ha fluctuado considerablemente durante los últimos 20 años, a finales del decenio de 1990 las corrientes comerciales aumentaron gradualmente expandiéndose hacia más territorios. A pesar de que a comienzos del decenio del 2000 se registró un nuevo incremento de los flujos comerciales, ante la crisis económica de 2008 se presentó una caída pronunciada por lo que en 2009 el volumen de las exportaciones mundiales registró una caída del 12 % mientras el PIB mundial disminuyó un 2 % (Organización Mundial de Comercio [OMC], 2015a).

A pesar de la crisis financiera, la participación del comercio mundial en el PIB es actualmente muy superior a la de hace 20 años. La participación media de las exportaciones e importaciones de mercancías y servicios comerciales en el PIB mundial ha pasado de un 20 % en 1995 a un 30 % en 2014 (en términos de valor). Dicho de otra forma: el comercio internacional ejerce una gran influencia en el PIB actual (OMC, 2015a).

De acuerdo con datos publicados por la OMC (2015b) la relación entre comercio y PIB en México de 2012 a 2014 fue cercana al 65.6 %<sup>1</sup>. De aquí la importancia no solo a nivel mundial.

Tal como se ve en la Figura 1, los principales países a los que México exporta mercancías son en orden de magnitud, Estados Unidos, la Unión Europea, Canadá, China y Brasil. Por otra parte, los países de los cuales México importa son Estados Unidos, seguido de China, la Unión Europea, Japón y la República de Corea (Figura 2).

Como se puede notar, China es un país con gran importancia dentro de los flujos comerciales que México tiene.

---

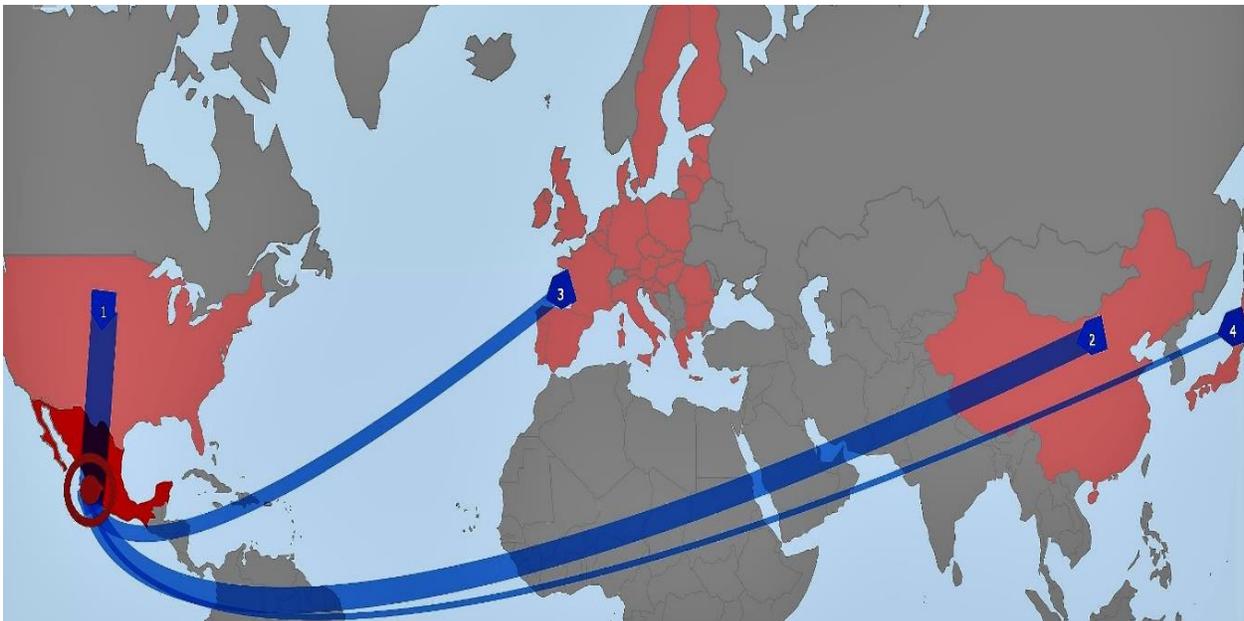
<sup>1</sup> Para mayores detalles véase perfiles comerciales 2015 pp.123, indicadores básicos (OMC, 2015b).

Figura 1. Destino de las exportaciones.



**Fuente:** Mapas comerciales y arancelarios (Organización Mundial de Comercio [OMC], 2017).

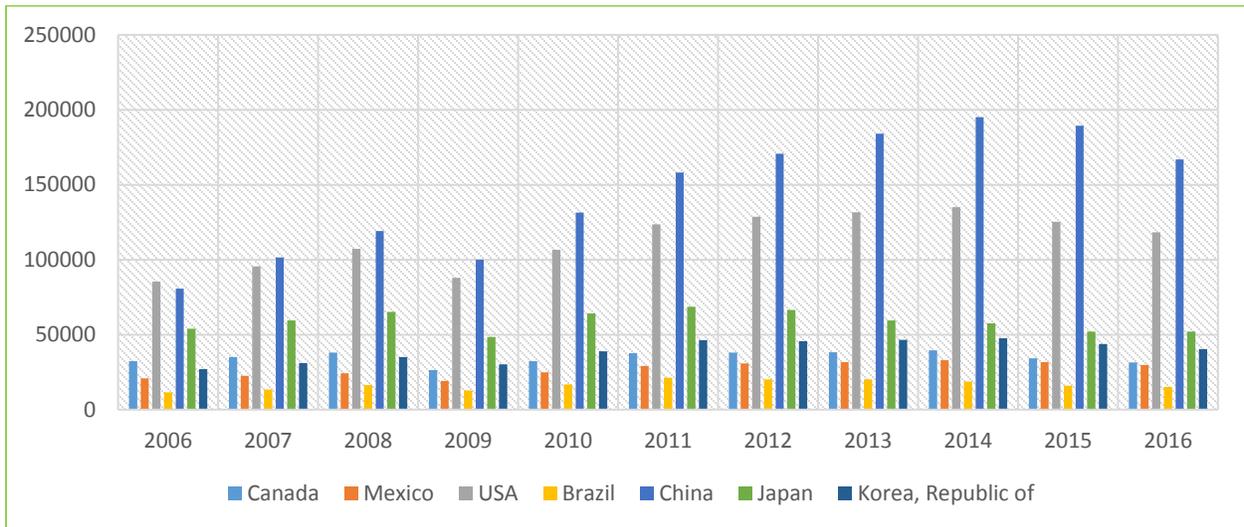
Figura 2. Origen de las importaciones.



**Fuente:** Mapas comerciales y arancelarios (OMC, 2017).

En la Gráfica 1 se puede notar que el nivel de exportaciones mexicanas con respecto a los principales socios comerciales se ha mantenido prácticamente en el mismo nivel a partir del 2011 y hasta el 2016. A diferencia de China, que ha mantenido una tendencia a la alza a partir de 2009 y hasta 2014 con una ligera tendencia a la baja para el 2015 y 2016.

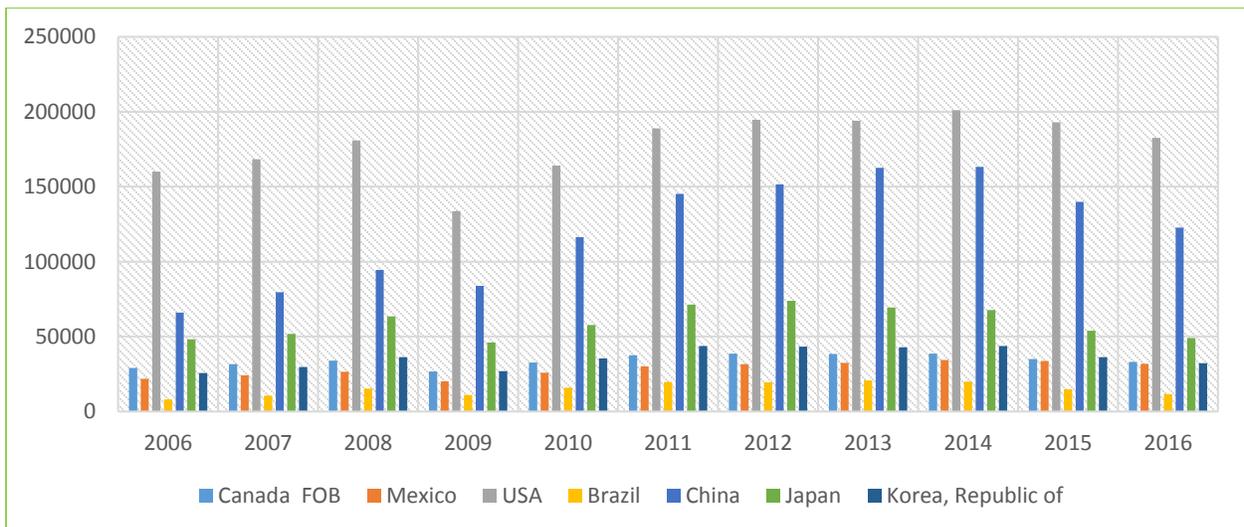
Gráfica 1. Exportaciones promedio de mercancías (2006-2016:07) millones de dólares.



Fuente: Elaboración propia con datos de la OMC.

En cuanto al nivel de importaciones (Gráfica 2), se aprecia una tendencia a la alza para el caso de México; mientras que para China en el 2015 el nivel de importaciones ha disminuido.

Gráfica 2. Importaciones promedio de mercancías (2006-2016:07) millones de dólares.



Fuente: Elaboración propia con datos de la OMC.

## **2.2 Importancia de México y China dentro del comercio mundial**

El comercio entre México y China se ha desarrollado desde la antigüedad incluso con limitaciones de desarrollo tecnológico y político. Durante los siglos XIX y XX el comercio entre estas dos naciones se redujo drásticamente; sin embargo, las relaciones comerciales se reanudaron en 1972 cuando se restablecieron las relaciones diplomáticas entre ambos países dando lugar a exportaciones e importaciones de productos básicos (Hernández, 2005).

Antes de su adhesión a la OMC en 2001, las exportaciones de mercancías de China representaron el 3 % del total mundial en 1995 y más del 4 % en 2000. En los años posteriores a la adhesión, las exportaciones Chinas registraron un rápido crecimiento pasando del 5 % en 2002 al 6 % en 2003 y 2004, año en que desplazó al Japón como principal país exportador de Asia. En 2007 China superó a los Estados Unidos de América y en 2009 a Alemania convirtiéndose así en el principal país exportador del mundo en 2014 con un 12.7 % de las exportaciones mundiales de mercancías. Así mismo, en 2014 el volumen importado por parte de China representó el 10.5 % convirtiéndolo también en el segundo país importador solo después de Estados Unidos de América.

Por su parte México, con el 2.1 % de las exportaciones mundiales de mercancías, se ubica en el lugar 15 de los principales países exportadores al mismo tiempo que se sitúa en el lugar 14 de países importadores con un volumen que representó el 2.2 % (OMC, 2015b).

### 2.3 Balanza comercial México-China

Para el año 2014 China presentaba un superávit por cuenta corriente por 215, 390 millones de USD, situación que confirma un superávit en su balanza comercial. La relación entre el comercio y el PIB<sup>2</sup> para el mismo año fue del 46.9 % y ocupó la posición número uno como exportador dentro del comercio mundial, en lo que a mercancías se refiere, siendo las manufacturas la rama con el 94 % de las exportaciones totales de China; mientras que para las importaciones, de igual forma, son las manufacturas la rama de mayor proporción con el 60 % del total (OMC, 2015b).

En el caso de México, en 2014 hubo un déficit por cuenta corriente por 26, 453 millones de USD<sup>3</sup>, lo que podría traducirse en un nivel de financiación bajo para el país y un saldo de la balanza comercial deficitario. La relación entre el comercio y el PIB fue del 65.6 % y como país exportador ocupó el puesto número 15 mientras que como país importador se ubicó en la posición 14. Las exportaciones en su mayoría, un 77.8 %, son manufacturas teniendo como principal destino los Estados Unidos de América. El 79.2 % de las importaciones son manufacturas y provienen principalmente de Estados Unidos y China (OMC, 2015b).

Como se aprecia, la mayor parte del comercio de México y China está basado principalmente en las manufacturas. Entre los principales productos que México exporta a China están los de la fracción arancelaria 2603.00.01 que corresponde a minerales de cobre y sus concentrados, y la fracción arancelaria 8703.23.01 que corresponden a partes de vehículos, automóviles y tractores. Los principales productos que México importa de China están los de la fracción arancelaria 8517.12.01 que se refiere a máquinas, aparatos y material eléctrico y sus partes, tales como aparatos de grabación o reproducción de sonido, aparatos de reproducción de imágenes y sonido en televisión, y las partes y accesorios de estos aparatos.

---

<sup>2</sup> La relación entre el comercio y el PIB se estima dividiendo el comercio total de bienes y servicios comerciales de una economía (exportaciones + importaciones, sobre la base de la balanza de pagos) por el PIB. Se calcula tomando como base los datos de los tres últimos años sobre los que se disponga información. El PIB se calcula en términos nominales y con tipos de cambio del mercado. Para mayores detalles véase perfiles comerciales 2015.

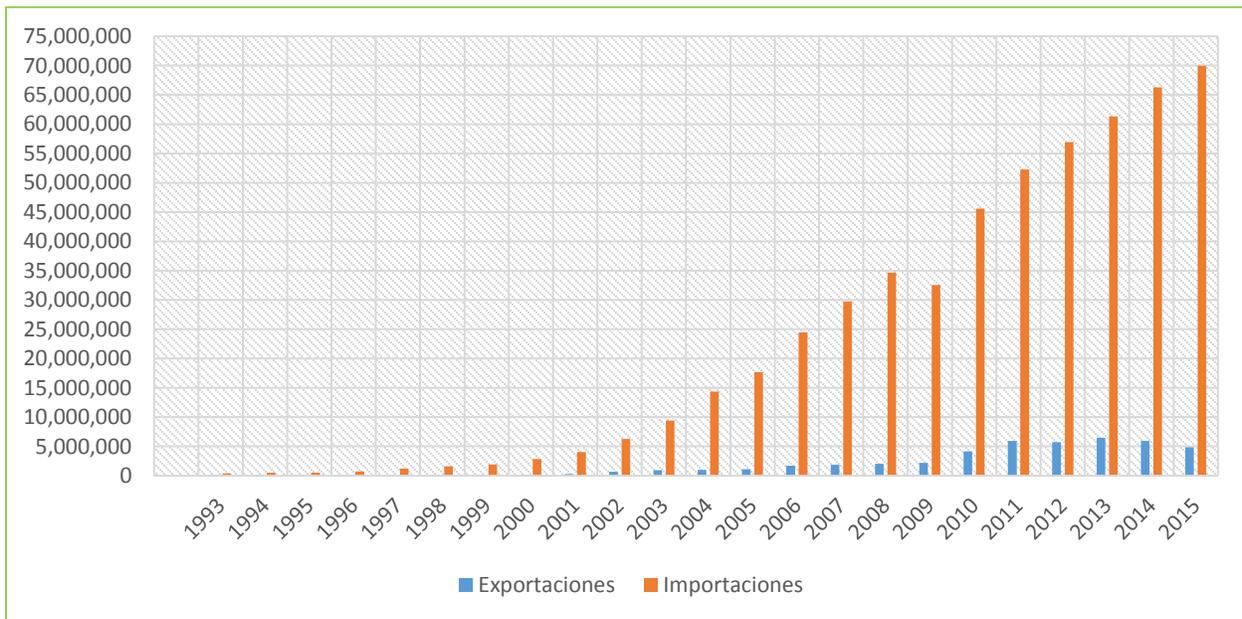
<sup>3</sup> Se refiere al comercio total mundial, no solo con China.

México también importa de China productos de la fracción arancelaria 8529.90.10 que se refiere a ensamblajes de pantalla plana y la fracción arancelaria 8471.30.01 que se refiere a máquinas automáticas para tratamiento o procesamiento de datos, portátiles, de peso inferior o igual a 10 kg, que están constituidas, al menos, por una unidad central de proceso, un teclado y un visualizador.

También gran parte de las importaciones provenientes de China se componen de productos incluidos en la fracción arancelaria 8473.30.01 que se refieren a reconocibles para máquinas automáticas para tratamiento o procesamiento de datos y sus unidades; lectores magnéticos u ópticos, máquinas para registro de datos sobre soporte en forma codificada y máquinas para tratamiento o procesamiento de estos datos (Secretaría de Economía [SE], 2017).

Como se puede notar en la Gráfica 3, el saldo de balanza comercial para los Estados Unidos Mexicanos con respecto a la República de China ha sido deficitaria desde 1993 y durante todos los años hasta el 2015; así, la diferencia entre exportaciones e importaciones es muy grande.

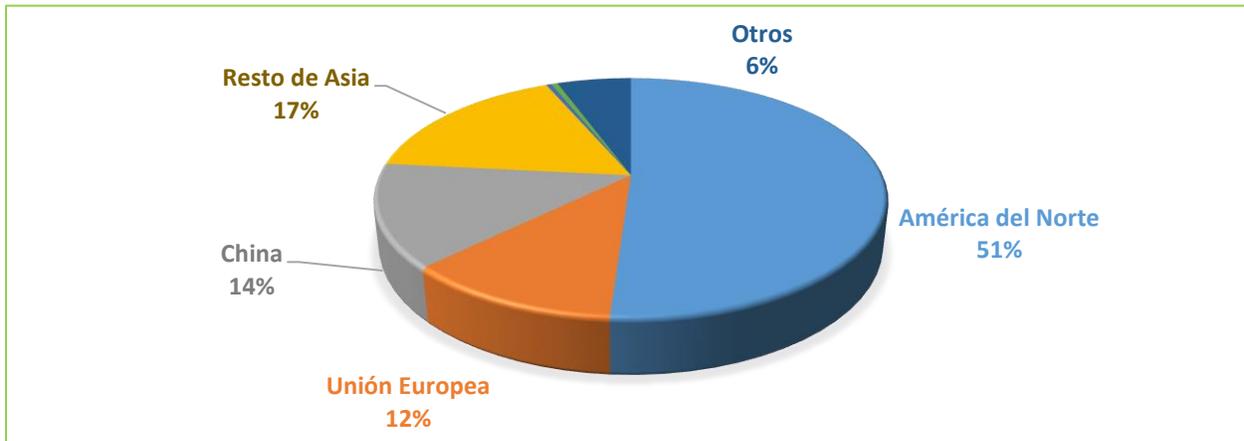
Gráfica 3. Balanza comercial de México con China (miles de dólares).



**Fuente:** Elaboración propia con datos de la Secretaría de Economía (SE, 2017).

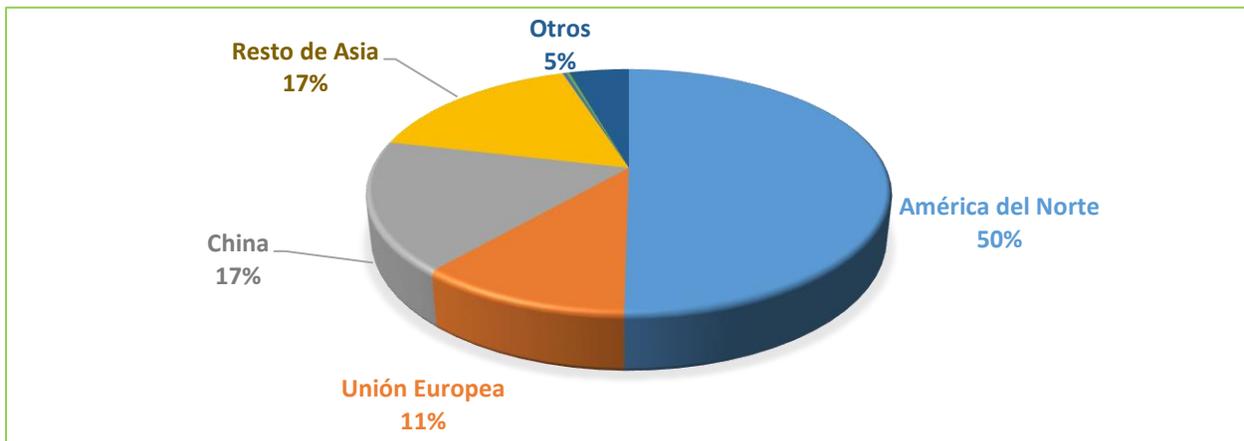
De la misma forma, en la Gráfica 4 y Gráfica 5 se muestran el origen de las importaciones para el año 2009 y 2015; en el 2009 el 14% de las importaciones totales provenían de China, para el 2015 este porcentaje aumento a poco más del 17%. También se aprecia que las importaciones provenientes de América del Norte han disminuido.

Gráfica 4. Origen de las importaciones en 2009.



**Fuente:** Elaboración propia con datos del Banco de México.

Gráfica 5. Origen de las importaciones en 2015.



**Fuente:** Elaboración propia con datos del Banco de México.

Lo primero que se debe tomar en cuenta dentro de la relación bilateral entre México y China es que el comercio exterior se ha incrementado para ambos países, sin embargo existe un gran déficit comercial para el caso de México.

Otro punto es que las exportaciones mexicanas que tienen como destino China dependen mayoritariamente de las auto-partes que representan un mayor porcentaje del total de exportaciones, de ahí le siguen varias materias primas como el cobre, minerales como el hierro, acero y aluminio.

Mientras que las importaciones mexicanas principalmente son aparatos electrónicos y autopartes que representan el mayor porcentaje de las exportaciones.

Como se puede notar, las importaciones mexicanas provenientes de China se han concentrado principalmente en las manufacturas. En particular, las importaciones con más valor han sido las que corresponden a equipo eléctrico y electrónico, maquinaria para reactores nucleares, maquinaria, equipo óptico y equipo médico, artículos de plástico, y manufacturas de hierro y acero. Es por ello que la composición de las importaciones mexicanas muestra dependencia de la actividad económica de México respecto de los productos manufacturados chinos, tanto en lo relacionado con insumos intermedios como en productos finales para el consumo.

Por su parte, la economía china ha venido demandando bienes primarios de la economía mexicana. Productos como los minerales, el aluminio, el hierro y el acero, madera, pieles, sal, químicos, etc. Adicionalmente, también se aprecia la importación de algunos productos manufacturados, como automóviles, aparatos eléctricos y electrónicos, maquinaria y artículos de plástico. En ese sentido, es posible concluir que la forma en que se está conformando la estructura del comercio entre las dos economías deriva por un lado, de la necesidad de la economía china de obtener mayores recursos primarios para expandir su base exportadora, y por otro lado, de la necesidad de México de adquirir bienes de consumo e intermedios para expandir, asimismo, su producción orientada hacia las exportaciones.

### CAPÍTULO 3. REVISIÓN DE LITERATURA

Dentro de la teoría económica, el análisis del sector externo para cada país frecuentemente se hace bajo la perspectiva del cumplimiento de la condición Marshall-Lerner, la cual postula que una devaluación del tipo de cambio (depreciación de la moneda en un sistema flexible del tipo de cambio) tendrá un efecto positivo sobre la Balanza Comercial siempre y cuando la suma de las elasticidades precios de las exportaciones ( $\eta_x$ ) e importaciones ( $\eta_m$ ) sea mayor que la unidad en valor absoluto.

Ya que el saldo de la balanza comercial depende de las elasticidades de los precios, si los bienes exportados son elásticos se incrementará su demanda por encima de la merma en los precios, provocando un incremento sobre el total de los ingresos por exportaciones; al mismo tiempo que si los bienes importados son elásticos el egreso total por concepto de importaciones disminuirá. Esta combinación de efectos mejorara el saldo de balanza comercial.

De forma empírica se ha demostrado que los bienes tienden a ser inelásticos en el corto plazo debido a que los patrones de consumo tardan cierto tiempo en cambiar, por lo que inicialmente una devaluación del tipo de cambio empeoraría el saldo de balanza comercial con lo cual la condición Marshall-Lerner no se cumpliría. En el largo plazo los consumidores se ajustan a los nuevos precios y el saldo de balanza comercial tiende a mejorar.

Tal como se ha mencionado, una depreciación del tipo de cambio tiene dos efectos sobre la balanza comercial. El primero es el efecto precio; el cual implica que las importaciones se vuelvan más caras en términos de moneda nacional (domestica) y que las exportaciones se vuelvan más baratas para los compradores foráneos, al menos en el corto plazo. El segundo es el efecto volumen relacionado con la disminución de las importaciones y el incremento en las exportaciones. Ya sea por la capacidad instalada de la economía en determinado periodo o por nuevos canales de distribución, el volumen de los flujos comerciales puede no cambiar en el corto plazo, por lo que el efecto precio tiende a dominar sobre el efecto volumen en el corto plazo, por lo que una depreciación de la moneda en el corto plazo deteriora la balanza comercial.

En el largo plazo, si la condición Marshall-Lerner se mantiene, el efecto volumen domina sobre el efecto precio y la balanza comercial tiende a mejorar. A este efecto que tiene el comportamiento del saldo de balanza comercial se le llama curva J.

A nivel internacional algunos trabajos han corroborado el cumplimiento de la condición Marshall-Lerner, entre ellos, los desarrollados por Goldstein y Khan (1985) que además de verificar que la condición se cumple, muestran también un modelo en donde la demanda de exportaciones e importaciones de un país dependen de los precios relativos entre dos países y del ingreso doméstico y foráneo. Entonces mediante este tipo de modelo la verificación de la condición se da mediante el grado de respuesta que tienen las importaciones y exportaciones ante cambios en los precios relativos.

Bustamante y Morales (2009) analizan mediante un modelo de Vector Autorregresivo (VAR) Cointegrado (CVAR) el cumplimiento de la condición Marshall-Lerner y la curva-J en la economía peruana durante el periodo de 1991-2008 mediante variables como balanza comercial, tipo de cambio real bilateral, producto interno bruto e importaciones mundiales como aproximación del ingreso del resto del mundo; concluyendo que se cumple la condición Marshall-Lerner, sin embargo no hay evidencia de la curva-J.

Mediante el procedimiento de cointegración de Johansen y un modelo de corrección de errores, Rendón y Ramírez (2005) no encuentran evidencia de que la condición Marshall-Lerner se cumpla pero si encuentran evidencia de que una depreciación empeora el saldo de balanza comercial en el corto plazo y la mejora en el largo plazo (Curva-J).

En el caso de México, no existe abundante evidencia empírica en donde se emplee la técnica de cointegración ARDL para analizar la relación de corto y largo plazo entre tipo de cambio y saldo de balanza comercial. Cuevas (2008) estima un modelo VAR para Brasil y México y concluyen de acuerdo a las estimaciones realizadas para ambas naciones que una depreciación real de la moneda no mejora el saldo de la balanza comercial, lo cual sugiere que la condición Marshall-Lerner no se satisface.

Cavazos (s.f.) citado por (Ramírez, Azuara, Calderón y Candelaria, 2009) modeló el comportamiento de la balanza de bienes y servicios ante variaciones del tipo de cambio real, del crecimiento económico interno y del crecimiento económico externo. Hizo un análisis para México entre 1988-1999, utilizando un Modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ADL), y concluyó que la condición Marshall-Lerner se cumple en el caso de la economía mexicana en el corto y largo plazo, por lo que no existe el efecto de la curva J.

Dentro de los trabajos antes citados, la relación de corto y largo plazo entre el saldo de balanza comercial y el tipo de cambio real para economías emergentes y desarrolladas ha sido analizada desde la perspectiva del cumplimiento de la condición Marshall-Lerner, en la mayoría de los casos, la metodología que se emplea en cada uno, así como el periodo de estudio, sugieren en ocasiones resultados distintos incluso para un mismo país. Por lo tanto, es de gran importancia comprender los conceptos y teoremas que sirven de base para el desarrollo de evidencia empírica, y su posterior análisis, que dé soporte a la presencia o ausencia de dicha relación entre las variables.

Tal como menciona Bahmani- Oskooee y Hegerty (2007), desde que se establecieron los tipos de cambio flexibles hasta la actualidad, una gran cantidad de estudios han tratado de explicar los efectos que tiene la volatilidad del tipo de cambio sobre el comercio exterior de países con economías desarrolladas y en desarrollo, 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.

## CAPÍTULO 4. MARCO TEÓRICO

### 4.1 Serie de tiempo

Una serie de tiempo ( $ST$ ) es un conjunto de observaciones seleccionadas sucesiva y homogéneamente para una misma variable en periodos específicos. Cada observación es denotada generalmente como  $Y_t$ , con  $t = 1, 2, \dots, T$ . A diferencia de los datos estáticos, de corte transversal, las series de tiempo posibilitan observar la evolución de una variable a lo largo del tiempo; permitiendo analizar su dinámica intertemporal y realizar correlaciones no contemporáneas, en distintos momentos, entre variables dinámicas.

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_T \end{bmatrix}_{1 \times T} \dots\dots\dots(0.0.1)$$

Dada la definición de la ecuación (0.0.1), una vez constituida una serie de tiempo es posible definir un método para pronosticar  $\hat{Y}_{T+p}$  a partir de valores pasados  $\hat{Y}_{T-1}, \hat{Y}_{T-2}, \dots, \hat{Y}_{T-p}$ , suponiendo que estos sucesos continúan en el futuro. Es decir, el curso de  $\hat{Y}_t$  y su predicción  $\hat{Y}_{T+p}$  no se encuentran condicionados a variables independientes, en ese caso también es necesario predecirlas individualmente ( $\hat{X}_{T+p,1}, \hat{X}_{T+p,2}, \dots, \hat{X}_{T+p,k}$ ) para pronosticar  $\hat{Y}_{T+p}$  (Rosales et al., 2010).

#### 4.1.1 Procesos estocásticos

A partir de la definición de serie de tiempo se deriva el término proceso estocástico. Un proceso estocástico o aleatorio es una colección de variables aleatorias ordenadas en el tiempo. Si  $Y$  denota una variable aleatoria y es continua, se denota como  $Y(t)$ , pero si es discreta se expresa como  $Y_t$ . Un ejemplo del primer tipo es un electrocardiograma, y del segundo tipo el PIB.

#### 4.1.1.1 Procesos estocásticos estacionarios

En términos generales, se dice que un proceso estocástico es estacionario si su media y su varianza son constantes en el tiempo y si el valor de la covarianza entre dos periodos depende sólo de la distancia o rezago entre estos dos periodos, y no del tiempo en el cual se calculó la covarianza. En la bibliografía sobre series de tiempo, un proceso estocástico como éste se conoce como proceso estocástico débilmente estacionario, estacionario covariante, estacionario de segundo orden o proceso estocástico en amplio sentido.

Sea  $Y_t$  una serie de tiempo estocástica con las siguientes propiedades:

$$\text{Media:} \quad E(Y_t) = \mu$$

$$\text{Varianza:} \quad \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$\text{Covarianza:} \quad \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$$

Donde  $\gamma_k$ , la covarianza (o autocovarianza) en el rezago  $k$ , es la covarianza entre los valores de  $Y_t$  y  $Y_{t+k}$ , es decir, entre dos valores  $Y$  separados  $k$  periodos. Si  $k = 0$ , obtenemos  $\gamma_0$ , que es simplemente la varianza de  $Y (= \sigma^2)$ ; si  $k = 1$ ,  $\gamma_1$  es la covarianza entre dos valores adyacentes de  $Y$ .

Suponiendo que el origen de  $Y$  se desplaza de  $Y_t$  a  $Y_{t+m}$ . Ahora bien, si se espera que  $Y_t$  sea estacionaria, entonces la media, la varianza y la covarianza de  $Y_{t+m}$  deben ser las mismas que las de  $Y_t$ . En resumen, si una serie de tiempo es estacionaria, su media, su varianza y su covarianza (en los diferentes rezagos) permanecen iguales sin importar el momento en el cual se midan; es decir, son invariantes respecto al tiempo.

Una serie de tiempo es estrictamente estacionaria si todos los momentos de su distribución de probabilidad, y no sólo los dos primeros (es decir, la media y la varianza), son invariantes respecto del tiempo. Sin embargo, si el proceso estacionario es normal, el proceso estocástico débilmente estacionario también es estrictamente estacionario, pues el proceso estocástico normal está del todo especificado por sus dos momentos, la media y la varianza.

Un tipo especial de proceso estocástico (o de series de tiempo) que se tiene que mencionar es el proceso puramente aleatorio o de ruido blanco. Se dice que un proceso es puramente aleatorio si tiene una media igual a cero, una varianza constante  $\sigma^2$  y no está serialmente correlacionado. El término de error  $u_t$  dentro del modelo clásico de regresión lineal es un proceso de ruido blanco denotado por  $u_t \sim IIDN(0, \sigma^2)$ ; es decir,  $u_t$  está independiente e idénticamente distribuido como una distribución normal con media cero y varianza constante. Este proceso se conoce como proceso gaussiano de ruido blanco (Gujarati y Porter, 2010).

**4.1.1.2 Procesos estocásticos no estacionarios**

Si una serie de tiempo no es estacionaria en el sentido antes definido, se denomina serie de tiempo no estacionaria (se habla sólo de estacionariedad débil). En otras palabras, una serie de tiempo no estacionaria tendrá una media que varía con el tiempo o una varianza que cambia con el tiempo, o ambas.

Un ejemplo es el modelo de caminata aleatoria (MCA). Hay dos tipos de caminatas aleatorias:

**I. Caminata aleatoria sin deriva (Sin término constante o de intercepto).**

Suponga que  $u_t$  es un término de error de ruido blanco, con media 0 y varianza  $\sigma^2$ . Entonces decimos que la serie  $Y_t$  es una caminata aleatoria si

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots(0.0.2)$$

En el modelo de caminata aleatoria de la ecuación (0.0.2) el valor de ( $Y$ ) en el tiempo ( $t$ ) es igual a su valor en el tiempo ( $t - 1$ ) más un choque aleatorio.

Dada la ecuación (0.0.2) se puede escribir:

$$Y_1 = Y_0 + u_1 \dots\dots\dots(0.0.3)$$

$$Y_2 = Y_1 + U_2 = Y_0 + u_1 + u_2 \dots\dots\dots(0.0.4)$$

$$Y_3 = Y_2 + U_3 = Y_0 + u_1 + u_2 + u_3 \dots\dots\dots(0.0.5)$$

En general, si el proceso comenzó en el tiempo 0 con un valor de  $Y_0$ , entonces:

$$Y_t = Y_0 + \sum u_t \dots\dots\dots(0.0.6)$$

Por lo tanto,

$$E(Y_t) = E\left(Y_0 + \sum u_t\right) = Y_0$$

Y de igual forma se demuestra que

$$\text{var}(Y_t) = t\sigma^2$$

La media de  $Y$  es igual a su valor inicial (constante), pero conforme aumenta  $t$ , su varianza aumenta de manera indefinida, lo que viola una condición de la estacionariedad. El MCA sin deriva es un proceso estocástico no estacionario. Una característica importante del MCA es la persistencia de los choques aleatorios:  $Y_t$  es la suma de  $Y_0$  inicial más la suma de los choques aleatorios, razón por la cual se dice que la caminata aleatoria tiene memoria infinita. La suma  $\sum u_t$  se conoce también como tendencia estocástica.

Si se expresa (0.0.2) como  $(Y_t - Y_{t-1}) = \Delta Y_t = u_t$  donde  $\Delta$  es el operador de primeras diferencias, se prueba que mientras que  $Y_t$  es no estacionaria, si lo es la serie de sus primeras diferencias.

**II. Caminata aleatoria con deriva (con un término constante).**

Si se modifica la ecuación (0.0.2) tal que:

$$Y_t = \delta + Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots(0.0.7)$$

Entonces  $\delta$  es el parámetro de deriva. El término deriva proviene del hecho de que si se escribe la ecuación (0.0.7) como:

$$Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = \delta + u_t \dots\dots\dots(0.0.8)$$

$Y_t$  Se desvía hacia arriba o hacia abajo, según  $\delta$  sea positiva o negativa. Para el MCA con deriva se tiene que:

$$E(Y_t) = Y_0 + t \cdot \delta$$

$$var(Y_t) = t\sigma^2$$

Donde la media y la varianza se incrementan con el tiempo, lo que viola de nuevo las condiciones de la estacionariedad (débil). En resumen, el MCA, con o sin deriva, es un proceso estocástico no estacionario (Gujarati y Porter, 2010).

#### 4.1.1.3 Proceso estocástico de raíz unitaria

Si se escribe el MCA de la ecuación (0.0.2) como:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots(0.0.9)$$

$$-1 \leq \rho \leq 1$$

Y  $\rho = 1$ , la ecuación (0.0.9) se convierte en un MCA sin deriva. Si  $\rho$  es 1, entonces se tiene el problema de raíz unitaria, o de no estacionariedad. Sin embargo, si  $|\rho| < 1$  la serie de tiempo  $Y_t$  es estacionaria.

#### 4.1.1.4 Procesos estocástico estacionarios en tendencia (ET) y estacionarios en diferencias (ED)

Si la tendencia de una serie de tiempo se puede predecir y no varía, se llama tendencia determinística; si no se puede predecir, se le llama tendencia estocástica. Supóngase el siguiente modelo de serie de tiempo:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots(0.0.10)$$

Donde  $u_t$  es un término de error de ruido blanco y donde t es el tiempo medido cronológicamente.

Entonces se tienen las siguientes opciones:

**1. Caminata aleatoria pura:** si  $\beta_1 = 0, \beta_2 = 0, \beta_3 = 1$ , entonces

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots(0.0.11)$$

Que es el MCA sin deriva, por lo tanto es no estacionario. Sin embargo, si se expresa la ecuación (0.0.11) de forma que

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t \dots\dots\dots(0.0.12)$$

La serie se convierte en estacionaria. Por lo tanto, un MCA sin deriva es un proceso estacionario en diferencias (PED).

**2. Caminata aleatoria con deriva:** si  $\beta_1 \neq 0, \beta_2 = 0, \beta_3 = 1$ , entonces

$$Y_t = \beta_1 + Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots(0.0.13)$$

Es una caminata aleatoria con deriva y en consecuencia es no estacionaria, pero si se expresa de forma que

$$(Y_t - Y_{t-1}) = \Delta Y_t = \beta_1 + u_t \dots\dots\dots(0.0.14)$$

Entonces  $Y_t$  mostrará una tendencia positiva ( $\beta_1 > 0$ ) o negativa ( $\beta_1 < 0$ ). A dicha tendencia se le llama tendencia estocástica. La ecuación (0.0.14) es un PED ya que la no estacionariedad en  $Y_t$  se elimina al tomar primeras diferencias.

**3. Tendencia determinista:** si  $\beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \beta_3 = 0$ , entonces

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t \dots\dots\dots(0.0.15)$$

Es un proceso estacionario en tendencia (PET). La media de  $Y_t$  ( $\beta_1 + \beta_2 t$ ) no es constante, sin embargo su varianza ( $= \sigma^2$ ) si es constante. Si se resta la media de  $Y_t$  de  $Y_t$ , la serie que resulta es estacionaria; de ahí estacionario en tendencia.

**4. Caminata aleatoria con deriva y tendencia determinista:** si  $\beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \beta_3 = 1$ , entonces se tiene que

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots(0.0.16)$$

Es una caminata aleatoria con deriva y tendencia determinista, lo cual se aprecia si se expresa la ecuación (0.0.16) como

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t \dots\dots\dots(0.0.17)$$

Lo que significa que  $Y_t$  es no estacionaria.

**5. Tendencia determinista con componente estacionario AR (1):** si  $\beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \beta_3 < 1$ , tenemos que

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots(0.0.18)$$

Es estacionaria alrededor de la tendencia determinista (Gujarati y Porter, 2010).

#### 4.1.2 Procesos estocásticos integrados

El modelo de caminata aleatoria es un caso particular de una clase más general de procesos estocásticos conocidos como procesos integrados. El MCA sin deriva es no estacionario, pero su serie de primeras diferencias es estacionaria. Por lo que el MCA sin deriva se llama proceso integrado de orden 1 y se denota como  $I(1)$ . Un proceso integrado se refiere al orden de diferenciación donde la serie temporal resulta por lo menos débilmente estacionaria; entonces si la variable debe diferenciarse  $d$  veces para lograr estacionariedad, la serie es integrada de orden  $d$  [ $Y_t \sim I(d)$ ]. Cuando  $\Delta Y_t$  es estacionario significa que la serie  $Y_t$  es integrada de orden uno [ $Y_t \sim I(1)$ ] o su primera diferencia es integrada de orden cero [ $\Delta Y_t \sim I(0)$ ]. Si la serie en su nivel ( $Y_t$ ) resulta estacionaria, sin diferenciarla, se denomina integrada de orden cero [ $Y_t \sim I(0)$ ] (Rosales et al., 2010).

### 4.1.2.1 Propiedades de las series integradas

Sean  $X_t, Y_t$  y  $Z_t$  tres series de tiempo.

1. Si  $X_t \sim I(0)$  y  $Y_t \sim I(1)$  entonces  $Z_t = (X_t + Y_t) = I(1)$ . Una combinación lineal o suma de series de tiempo estacionaria y no estacionaria es no estacionaria.
2. Si  $X_t \sim I(d)$  entonces  $Z_t = (a + bX_t) = I(d)$ , donde  $a$  y  $b$  son constantes. Es decir, una combinación lineal de una serie  $I(d)$  es también  $I(d)$ . Por lo tanto, si  $X_t \sim I(0)$  entonces  $Z_t = (a + bX_t) = I(0)$ .
3. Si  $X_t \sim I(d_1)$  y  $Y_t \sim I(d_2)$  entonces  $Z_t = (aX_t + bY_t) \sim I(d_2)$ , donde  $d_1 < d_2$ .
4.  $X_t \sim I(d)$  y  $Y_t \sim I(d)$  entonces  $Z_t = (aX_t + bY_t) \sim I(d^*)$ ;  $d^*$  es por lo general igual a  $d$ , pero en algunos casos  $d^* < d$  (Gujarati y Porter, 2010).

### 4.1.3 El fenómeno de regresión espuria

Existe una regresión espuria cuando en un modelo de series de tiempo no estacionarias, los resultados indican que existe una relación significativa cuando en realidad no existe. Supongamos dos modelos de caminata aleatoria, como en el experimento de Granger y Newbold (1974):

$$\begin{aligned} Y_t &= Y_{t-1} + U_{1t} \\ X_t &= X_{t-1} + U_{2t} \end{aligned} \dots\dots\dots (0.0.19)$$

Además

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t \dots\dots\dots (0.0.20)$$

Dado que  $Y_t$  y  $X_t$  están generadas de forma independientes se esperaría que no existiera ninguna relación. Sin embargo, cerca de un 75% de las regresiones de  $Y_t$  sobre  $X_t$  presentan contrastes “t” significativos a un nivel de significancia del 5%.

Lo anterior resume el fenómeno de regresión espuria o regresión sin sentido descubierto por Yule (1926), quien mostró además que la correlación (espuria) puede persistir en las series de tiempo no estacionarias aunque la muestra sea muy grande.

Otra definición formal de correlación espuria es que dos variables que se mueven juntas a lo largo del tiempo, aun cuando tengan tendencia creciente (I (1)), están cointegradas si existe una combinación lineal de ellas que sea estacionaria (I (0)). Es así como un análisis de cointegración muestra la relación de largo plazo entre las variables en estudio y si existe una combinación estacionaria entre estas. (Granger, 1981; Engle y Granger, 1987).

#### 4.1.4 Pruebas de estacionariedad

##### 4.1.4.1 Prueba gráfica

Antes de realizar una prueba formal, es recomendable graficar la serie de tiempo. Si la serie muestra tendencia entonces sugiere una variación en la media, lo cual puede indicar la no estacionariedad.

##### 4.1.4.2 Función de autocorrelacion (FAC) y correlograma

La FAC en el rezago  $k$ , denotada por  $\rho_k$ , se define como la covarianza en el rezago  $k$  entre la varianza, de forma que:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \dots\dots\dots(0.0.21)$$

Como la covarianza y varianza se miden en las mismas unidades,  $\rho_k$  es un número sin unidad de medida, o puro. Se encentra entre -1 y +1, igual que cualquier coeficiente de correlación. Si graficamos  $\rho_k$  respecto de  $k$ , la gráfica se conoce como correlograma poblacional. Sin embargo solo se puede calcular la función de autocorrelacion muestral  $\hat{\rho}_k$ . Se calcula primero la covarianza muestral en el rezago  $k$ ,  $\hat{\gamma}_k$  y la varianza muestral  $\hat{\gamma}_0$  definidas como

$$\hat{\gamma}_k = \frac{\sum(Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{n} \dots\dots\dots(0.0.22)$$

$$\hat{\gamma}_0 = \frac{\sum(Y_t - \bar{Y})^2}{n} \dots\dots\dots(0.0.23)$$

Donde  $n$  es el tamaño de muestra y  $\bar{Y}$  es la media muestral.

Por lo tanto la función de autocorrelación muestral en el rezago  $k$  es

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \dots\dots\dots(0.0.24)$$

La grafica de  $(\hat{\rho}_k)$  con respecto a  $(k)$ , es por lo tanto el correlograma muestral.

Para un proceso puramente de ruido blanco, las autocorrelaciones en distintos rezagos se ubican alrededor de cero. En un correlograma de una serie de tiempo no estacionaria, el coeficiente de autocorrelacion comienza a un nivel cercano a uno y permanece fuerte conforme los rezagos se incrementan.

Una regla para elegir la longitud del rezago consiste en calcular la FAC hasta un tercio o una cuarta parte de la longitud de la serie de tiempo. Otra es comenzar con rezagos grandes y reducirlos mediante el criterio de información de Akaike o de Schwarz (Gujarati y Porter, 2010).

**4.1.4.3 Prueba de raíz unitaria**

Si se parte de la siguiente expresión:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots(0.0.25)$$

$$-1 \leq \rho \leq 1$$

Donde  $u_t$  es un término de error del tipo ruido blanco. Se sabe que si  $\rho = 1$ , se tiene raíz unitaria y la ecuación (0.0.25) se convierte en un modelo de caminata aleatoria sin deriva. Entonces la idea es hacer una regresión de  $Y_t$  sobre su valor rezagado  $Y_{t-1}$ , y averiguar si la  $\rho$  estimada es estadísticamente igual a 1. Sin embargo no se puede estimar la ecuación por MCO y probar la hipótesis de que  $\rho = 1$  por medio de la prueba  $t$ , ya que existe un sesgo muy grande. Por lo que se escribe la ecuación en diferencias.

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t = (\rho - 1) Y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots(0.0.26)$$

Donde  $\delta = (\rho - 1)$  y  $\Delta$  es el operador de primeras diferencias.

Para términos más prácticos, en vez de estimar la ecuación (0.0.25), se estima (0.0.26) y se prueba la hipótesis nula,  $H_0: \delta = 0$  contra la alternativa  $H_a: \delta < 0$ . Si  $\delta = 0$ , entonces  $\rho = 1$ ; es decir, se tiene raíz unitaria, lo que significa que la serie de tiempo es no estacionaria.

Si  $\delta = 0$  entonces la ecuación (0.0.26) se convierte en

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t \dots\dots\dots(0.0.27)$$

Como  $u_t$  es un término de error de ruido blanco, entonces es estacionario.

La prueba que se utiliza para averiguar si el coeficiente estimado de  $Y_{t-1}$  en la ecuación (0.0.26) es cero o no, es la prueba del estadístico  $\tau$  (*tau*) o prueba Dickey-Fuller (DF). La prueba DF se estima conforme a tres hipótesis nulas:

$Y_t$  Es una caminata aleatoria:  $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$

$Y_t$  Es una caminata aleatoria con deriva:  $\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t$

$Y_t$  Es una caminata aleatoria con deriva alrededor de una tendencia determinista:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 T + \delta Y_{t-1} + u_t$$

Donde  $T$  denota una tendencia lineal. En cada caso las hipótesis son:

$H_0: \delta = 0$  (Existe raíz unitaria, la serie de tiempo es no estacionaria)

$H_a: \delta < 0$  (La serie de tiempo es estacionaria, posiblemente alrededor de una tendencia determinista).

Si se rechaza  $H_0$ , significa que  $Y_t$  es estacionaria con media cero para el primer caso, que es estacionaria con media distinta de cero para el segundo y que es estacionaria alrededor de una tendencia determinista para el tercer caso.

#### 4.1.4.4 Prueba Dickey-Fuller Aumentada (DFA)

Esta prueba desarrollada por Dickey-Fuller se aplica cuando el término de error  $u_t$  está afectado por correlación serial y se lleva a cabo a través de la siguiente especificación:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 T + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(0.0.28)$$

Donde  $\varepsilon_t$  es un término de error puro de ruido blanco y donde  $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$ ,  $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$  etc. El número de términos de diferencia rezagados ( $m$ ) que se deben incluir se determina de manera empírica, con la idea de incluir los términos suficientes para que  $\varepsilon_t$  en (0.0.28) no este serialmente relacionado y sea posible obtener una estimación insesgada de  $\delta$ . En la DFA se sigue probando  $\delta = 0$  y sigue la misma distribución asintótica que el estadístico DF, por lo que se pueden utilizar los mismos valores críticos (Gujarati y Porter, 2010).

#### 4.1.4.5 Prueba de raíz unitaria Phillips-Perron (PP)

Un supuesto importante de la prueba DF es que los términos de error  $u_t$  están idéntica e independientemente distribuidos. La prueba DFA ajusta la prueba DF a fin de tener cuidado de una posible correlación serial en los términos de error al agregar los términos de diferencias rezagados de la variable dependientes. Phillips y Perron utilizan métodos estadísticos no paramétricos para evitar la correlación serial en los términos de error, sin añadir términos de diferencias rezagados. La distribución asintótica de la prueba PP es la misma que la prueba DFA (Gujarati y Porter, 2010)<sup>4</sup>.

---

<sup>4</sup> Para más detalles véase “Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346”. (Phillips y Perron, 1988).

#### **4.1.5 Cointegración**

El análisis de cointegración es esencial cuando se tiene una combinación de variables que presentan una similitud en el orden de integración, en especial, cuando las series de tiempo son  $I(1)$ . Si lo anterior se cumple y una combinación lineal de estas variables es estacionaria, es decir  $I(0)$ , entonces se dice que las variables están cointegradas y existe una regresión cointegrante.

En términos económicos, dos variables están cointegradas si existe una relación de largo plazo, o de equilibrio, entre ambas (Gujarati y Porter, 2010).

La cointegración, fue enunciada por (Granger, 1981) y (Granger y Weiss, 1983) para resolver el problema de correlación espuria. Existen varios métodos para probar la cointegración, entre ellos el procedimiento Engle-Granger y el procedimiento de cointegración de Johansen. En esta investigación se desarrolla el método de cointegración del modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL) con el enfoque de la prueba de los límites desarrollado por Pesaran, Shin, y Smith (2001).

Una de las ventajas del enfoque ARDL de cointegración introducido originalmente por Pesaran y Shin (1997) y desarrollado más tarde por Pesaran et al. (2001) a comparación de los métodos de Engle y Granger (1987) y el de Johansen (1995), es que puede ser aplicado indistintamente 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).

#### **4.1.6 Modelo de Corrección de Errores (ECM)**

Un concepto que se relaciona con cointegración es el modelo de corrección de errores (ECM), popularizado por Engle y Granger (1987); este modelo corrige el desequilibrio entre las variables, es decir, permite evaluar la relación de corto plazo así como la relación de cointegración (de largo plazo). Un importante teorema, conocido como teorema de representación de Granger, afirma que si dos variables  $Y$  y  $X$  están cointegradas, la relación entre las dos se expresa como un modelo de corrección de errores (ECM).

El ECM es un término que se presenta 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 a largo plazo (Bahmani- Oskooee y Hegerty, 2007). Este mecanismo permite que una ecuación incorpore tanto los datos diferenciados como los originales, por lo que se incorpora la información que se haya perdido debido a la diferenciación.

**4.1.7 Modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL) y Modelo de Corrección de Errores (ECM).**

Un modelo dinámico cuenta con rezagos de las variables independientes como variables explicativas. Esto permite analizar los efectos de cambios marginales en una variable independiente sobre la variable respuesta en el periodo actual y a lo largo del tiempo. Un ejemplo es la curva J del ajuste gradual de los flujos comerciales, ya que teóricamente la cuenta corriente de un país tiende a empeorar inmediatamente después de una depreciación real de la moneda local y a mejorar después de unos meses, de ahí la curva en forma de J. El modelo general vendría representado por una variable explicativa  $X$  con  $r$  rezagos:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_r X_{t-r} + u_t \dots\dots\dots(0.0.29)$$

La ecuación (0.0.29) relaciona dos series de tiempo, si  $X$  cambia en una unidad en el periodo  $t$ , el efecto en  $Y$  sería  $\beta_0$  para dicho periodo. Si se evalúa para  $t - 1$  el efecto es capturado por  $\beta_1$ , siempre y cuando lo demás se mantenga constante en el tiempo.

Ahora se puede derivar otra especificación de rezagos distribuidos denominado modelo autorregresivo (ADL) por sus siglas en ingles. Este modelo utiliza dos series de tiempo mientras incluye uno o más rezagos de la variable dependiente como explicativa. Se conoce como modelo dinámico ya que muestra la tendencia en el tiempo de la variable dependiente en relación con sus valores pasados.

$$Y_t = \alpha + \sum_{g=1}^p \gamma_g Y_{t-g} + \sum_{i=0}^r \beta_i X_{t-i} + u_t \dots\dots\dots(0.0.30)$$

En la ecuación (0.0.30) se asume que  $u_t$  no presenta problemas de autocorrelación ni heterocedasticidad. Utilizando las expresiones de polinomios de rezagos esta ecuación se puede reescribir como:

$$A(L)Y_t = \alpha + B(L)X_t + u_t \dots\dots\dots(0.0.31)$$

Donde  $A(L)$  es un polinomio de orden  $P$  y  $B(L)$  es un polinomio de orden  $r$ , tal que:

$$A(L) = 1 - \gamma_1 L - \gamma_2 L^2 - \dots - \gamma_p L^p$$

y

$$B(L) = \beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_r L^r$$

Bajo esta especificación el modelo autorregresivo se denota como ARDL ( $p, r$ ) para indicar los órdenes de los dos polinomios en  $L$ . Así, los rezagos de la ecuación (0.0.31) implican un conjunto de respuestas dinámicas que influyen en la variable respuesta  $Y_t$  en el corto, mediano y largo plazo.

Un modelo econométrico autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL) se puede estimar en su forma más simple; se establece una variable en función de otra variable e incluye los valores rezagados de ambas variables en el lado derecho de la ecuación. En general, el modelo de la ecuación (0.0.30) y (0.0.31) se dice que es “autorregresivo” por que incluye  $p$  rezagos de la variable dependiente  $Y_t$ , al mismo tiempo que se considera un modelo de “rezagos distribuidos” ya que incluye  $r$  rezagos de la variable independiente (explicativa)  $X_t$ .

Para formar el vector del modelo de corrección de errores (VECM) se asume el modelo ARDL (1,1) para mayor simplicidad, de tal forma que la ecuación (0.0.30) se transforma en:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \rho Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots(0.0.32)$$

Se resta  $Y_{t-1}$  de ambos lados de la ecuación:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots(0.0.33)$$

Si  $(\rho - 1) = \delta$ , entonces:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \delta Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots(0.0.34)$$

Si se toma en cuenta que  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$  y se sustituye ( $X_t$ ) en (0.0.34), entonces la ecuación se puede escribir como:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \alpha + \beta_0 \Delta X_t + \beta_0 X_{t-1} + \beta_1 X_{t-1} + \delta Y_{t-1} + u_t \\ \Delta Y_t &= \alpha + \beta_0 \Delta X_t + (\beta_0 + \beta_1) X_{t-1} + \delta Y_{t-1} + u_t \end{aligned} \dots\dots\dots(0.0.35)$$

Sea  $\beta_0 + \beta_1 = \Phi$ , entonces la ecuación (0.0.35) se reescribe como:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \alpha + \beta_0 \Delta X_t + \Phi X_{t-1} + \delta Y_{t-1} + u_t \\ \Delta Y_t &= \alpha + \beta_0 \Delta X_t + \delta Y_{t-1} + \Phi X_{t-1} + u_t \\ \Delta Y_t &= \alpha + \beta_0 \Delta X_t + [\delta Y_{t-1} + \Phi X_{t-1}] + u_t \end{aligned} \dots\dots\dots(0.0.36)$$

Multiplicando el término  $[\delta Y_{t-1} + \Phi X_{t-1}]$  por  $\frac{\delta}{\delta}$  se tiene que:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 \Delta X_t + \delta \left[ Y_{t-1} + \left( \frac{\Phi}{\delta} \right) X_{t-1} \right] + u_t \dots\dots\dots(0.0.37)$$

Por lo tanto, el modelo en su forma de corrección de errores se puede escribir como:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 \Delta X_t + \delta [Y_{t-1} - \psi X_{t-1}] + u_t \dots\dots\dots(0.0.38)$$

Donde, 
$$\psi = -\left( \frac{\Phi}{\delta} \right) = -\left( \frac{\beta_0 + \beta_1}{\delta} \right) \text{ y } \delta = (\rho - 1)$$

De tal forma que la ecuación (0.0.38) se puede reescribir de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \alpha + \beta_0 \Delta X_t + (\rho - 1) \left[ Y_{t-1} - \left( \frac{\beta_0 + \beta_1}{\rho - 1} \right) X_{t-1} \right] + u_t \\ \Delta Y_t &= \alpha + \beta_0 \Delta X_t + \delta ECM_{t-1} + u_t \end{aligned} \dots\dots\dots(0.0.39)$$

Donde  $\delta$  es el parámetro del mecanismo de corrección de error que mide la velocidad de ajuste.

$\left[ Y_{t-1} - \left( \frac{\beta_0 + \beta_1}{\delta} \right) X_{t-1} \right] = ECM_{t-1}$  Es el término de corrección de error rezagado un periodo. Si el parámetro  $\delta$  es negativo y significativo, las variables convergen hacia el equilibrio de largo plazo.

## **CAPÍTULO 5. METODOLOGÍA**

### **5.1 Materiales**

Se utilizaron datos mensuales de las exportaciones e importaciones de México con China para el periodo de 1993:01-2015:12, los cuales se obtuvieron de la Secretaría de Economía. El PIB de China se obtuvo del Fondo Monetario Internacional (FMI), el PIB de México del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). Ambas series se obtuvieron trimestralmente y mediante interpolación lineal se obtuvieron las series mensuales. Los datos del tipo de cambio peso-dólar se obtuvieron del Banco de México.

Los programas estadísticos que se usaron para esta investigación son SAS, Eviews9, Word y Excel 2013.

### **5.2 Método**

Se empleó el enfoque de cointegración ARDL desarrollado por (Pesaran et al., 2001), para analizar el efecto de corto y largo plazo entre el saldo de la balanza comercial (SBC) de México con China, el tipo de cambio real (TCR) y el Producto Interno Bruto (PIB) de ambos países, México y China.

Las variables que se utilizaron en el modelo son: Tipo de Cambio Real peso-dólar (TCR), Saldo de Balanza Comercial (SBC), el PIB de México (PIBMX) y el PIB de China (PIBCH), las cuales se definen a continuación.

En teoría, la relación entre el saldo de balanza comercial (SBC) y el tipo de cambio se investiga bajo el supuesto de que la economía doméstica produce bienes exportables y bienes importables que se usan para el consumo (Dornbusch, 1980); (Rose, 1990).

Por lo tanto, el saldo de balanza comercial en términos de moneda nacional se puede escribir:

$$SBC = (P)(X) - (E)(P^*)(M) \dots\dots\dots(0.0.40)$$

Donde *SBC* es el saldo de balanza comercial, *X* es el volumen de las exportaciones, *M* es el volumen de las importaciones, *P* es el precio de las exportaciones en términos de moneda nacional, *P\** es el precio de las importaciones en términos de moneda extranjera y *E* es el tipo de cambio nominal definido como unidades de moneda nacional por unidades de moneda extranjera.

Sin embargo, en esta investigación la balanza comercial se mide como la relación entre el valor de las exportaciones (*X*) y el valor de las importaciones (*M*). La relación entre exportaciones e importaciones (*X/M*) o la inversa (*M/X*) ha sido usada en varias investigaciones empíricas para analizar precisamente la relación entre balanza comercial y el tipo de cambio. La relación es preferible ya que no es sensible a unidades de medida y se puede interpretar como balanza comercial nominal o real (Bahmani-Oskooee, 1991).

Las funciones de demanda de exportaciones e importaciones se pueden expresar en función del tipo de cambio real, el ingreso doméstico (interno) y el ingreso extranjero (externo) de la siguiente manera:

$$X = f(TCR, PIBCH) \dots\dots\dots(0.0.41)$$

$$M = f(TCR, PIBMX) \dots\dots\dots(0.0.42)$$

Donde  $TCR = (E) \left( \frac{P}{P^*} \right)$ , es el tipo de cambio real definido de tal forma que un incremento en *TCR* representa una apreciación real de la moneda nacional. *PIBCH* es el Producto Interno Bruto (PIB) del país extranjero (China), tomado como una aproximación del ingreso extranjero. *PIBMX* es el PIB del país doméstico (México) tomado como una aproximación del ingreso doméstico.

$E$  es el tipo de cambio nominal bilateral.  $P$  Es el índice de precios del país extranjero y  $P^*$  el índice de precios del país doméstico.

Entonces, la balanza comercial de un país se basa en una función de forma reducida que depende directamente del tipo de cambio real, el ingreso doméstico y el ingreso extranjero, de tal forma que las ecuaciones (0.0.41) y (0.0.42) se reducen a:

$$SBC = f(TCR, PIBMX, PIBCH) \dots\dots\dots(0.0.43)$$

Después de tomar logaritmos naturales en ambos lados de la ecuación (0.0.43) se puede especificar una función explícita estimable como sigue:

$$\ln SBC = c + \alpha * \ln TCR_t + \beta * \ln PIBMX_t + \gamma * \ln PIBCH_t + \varepsilon_t \dots\dots\dots(0.0.44)$$

Donde  $\alpha, \beta, \gamma$  son los coeficientes de las variables  $TCR, PIBMX, PIBCH$  que ya se han definido anteriormente,  $c$  representa el intercepto y  $\varepsilon_t$  es un término de error de ruido blanco. Esta ecuación representa solo la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables.

En la Tabla 1 se muestra un resumen de las variables usadas en el modelo, una breve descripción y que tipo de variable representa cada una.

Tabla 1. Variables usadas en el modelo ARDL.

<b>Variable</b>	<b>Definición</b>	<b>Descripción</b>	<b>Tipo de variable</b>
<b><i>SBC</i></b>	Saldo de Balanza Comercial	Se obtiene dividiendo exportaciones entre importaciones, o viceversa, no hay unidad de medida.	Continua y cuantitativa
<b><i>PIBMX</i></b>	Producto Interno Bruto (PIB) de México	Suma de todos los bienes y servicios finales producidos en la economía de México, tomado como un aproximado del ingreso de dicho país	Continua y cuantitativa
<b><i>PIBCH</i></b>	Producto Interno Bruto (PIB) de China	Suma de todos los bienes y servicios finales producidos en la economía China, tomado como un aproximado del ingreso de dicho país	Continua y cuantitativa
<b><i>TCR</i></b>	Tipo de Cambio Real	El tipo de cambio real peso-dólar está definido por: $TCR = (E) \left( \frac{P}{P^*} \right)$ Donde $E$ es el tipo de cambio nominal bilateral, $P$ es el índice de precios del país doméstico y $P^*$ es el índice de precios del país extranjero.	Continua y cuantitativa
<b><i>lnSBC</i></b>	Logaritmo natural del SBC	Se obtiene aplicando el logaritmo natural a la variable. LOG (SBC)	Continua y cuantitativa
<b><i>lnPIBMX</i></b>	Logaritmo natural del PIB de México	Se obtiene aplicando el logaritmo natural a la variable. LOG (PIBMX)	Continua y cuantitativa
<b><i>lnPIBCH</i></b>	Logaritmo natural del PIB de China	Se obtiene aplicando el logaritmo natural a la variable. LOG (PIBCH)	Continua y cuantitativa
<b><i>lnTCR</i></b>	Logaritmo natural del TCR	Se obtiene aplicando el logaritmo natural a la variable. LOG (TCR)	Continua y cuantitativa
<b><math>\Delta lnSBC</math></b>	Diferencia del logaritmo natural del SBC	Se obtiene al restar al periodo $t$ el periodo anterior $t - 1$	Continua y cuantitativa
<b><math>\Delta lnPIBMX</math></b>	Diferencia del logaritmo natural del PIB de México	Se obtiene al restar al periodo $t$ el periodo anterior $t - 1$	Continua y cuantitativa
<b><math>\Delta lnPIBCH</math></b>	Diferencia del logaritmo natural del PIB de China	Se obtiene al restar al periodo $t$ el periodo anterior $t - 1$	Continua y cuantitativa
<b><math>\Delta LTCR</math></b>	Diferencia del logaritmo natural del TCR	Se obtiene al restar al periodo $t$ el periodo anterior $t - 1$	Continua y cuantitativa

Fuente: Elaboración propia.

### 5.3 Especificación del modelo econométrico

Para analizar empíricamente la relación de largo plazo y la interacción dinámica entre las variables de interés, el modelo se estimó mediante el uso de la prueba de los límites del modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL, por sus siglas en inglés) desarrollado por Pesaran et al. (2001). El procedimiento de cointegración antes mencionado se eligió por tres razones principalmente.

La primera es que el procedimiento de la prueba de los límites es más conveniente a diferencia de otras técnicas de cointegración multivariadas como la de Johansen y Juselius (1990); en la prueba de los límites la relación de cointegración puede estimarse por mínimos cuadrados ordinarios (OLS, por sus siglas en inglés) una vez que se ha definido o identificado el número óptimo de rezagos del modelo.

La segunda razón es que el procedimiento de la prueba de los límites no requiere pruebas previas de raíces unitarias de las variables incluidas en el modelo a diferencia de otras técnicas como el enfoque de Johansen. El enfoque de la prueba de los límites es aplicable independientemente del orden de integración, es decir, si los regresores del modelo son puramente I (0), puramente I (1) o están mutuamente cointegradas (regresores I (0) y regresores I (1)).

La tercera es que el procedimiento de la prueba de los límites es más eficiente (de menor varianza) en tamaños de muestra pequeños o finitos<sup>5</sup>. Sin embargo, la desventaja es que el procedimiento no funcionará en presencia de series I (2).

Siguiendo el trabajo de Pesaran et al. (2001), se aplica el procedimiento de la prueba de los límites mediante la modelación de la ecuación de largo plazo como un modelo general de vector autorregresivo (VAR) de orden  $P$ , en  $Z_t$ ;

$$Z_t = c_0 + \beta_1 T + \sum_{i=1}^P \phi_i z_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(0.0.45)$$

$t = 1, 2, 3, \dots, T$

---

<sup>5</sup> Mientras que técnicas de cointegración como la de Johansen requieren grandes muestras (más de 80 observaciones) para su validez, el procedimiento ARDL proporciona un resultado estadísticamente significativo en muestras pequeñas, es decir, evita el problema del sesgo. Para mayores detalles véase (Pesaran y Shin, 1997).

Con  $c_0$  representando un vector  $(k + 1)$  de interceptos, y  $\beta$  denota un vector  $(k + 1)$  de coeficientes de tendencia. Pesaran et al. (2001) deriva el equilibrio del vector del modelo de corrección de error (VECM) correspondiente al VAR.

$$\Delta Z_t = c_0 + \beta_t T + \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(0.0.46)$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

Donde  $\Pi = I_{k+1} + \sum_{i=1}^p \Psi_i$  y  $\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p \Psi_j$ ,  $i = 1, 2, \dots, p - 1$  son matrices  $(k + 1) \times (k + 1)$  y contienen los multiplicadores de largo plazo y los coeficientes dinámicos de corto plazo del VECM.  $\Psi_i$  y  $\Psi_j$  Representan el vector de variables en niveles y en primeras diferencias, respectivamente.  $Z_t$  Es el vector de variables  $Y_t$  y  $X_t$  respectivamente.  $Y_t$  Es una variable dependiente I (1) definida como  $\ln SBC_t$  y  $X_t = [TCR_t, PIBMX_t, PIBCH_t]$  es un vector de regresores I (0) y I (1) independientes e idénticamente distribuidos (i. i. d)<sup>6</sup>, vector de error con media cero  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon'_{2t})'$ , y un proceso homocedástico. Si se asume que existe una relación única de largo plazo entre las variables, el VECM condicional de la ecuación (0.0.46) se transforma para la variable  $Y_t$  en:

$$\Delta Y_t = c_{y0} + \beta_t T + \delta_{yy} Y_{t-1} + \delta_{xx} X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \xi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_{yt} \dots\dots\dots(0.0.47)$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

Sobre la base de la ecuación (0.0.47) y reordenando, el VECM condicional de interés puede especificarse como:

$$\Delta \ln SBC_t = c_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta \ln SBC_{t-i} + \sum_{j=0}^q \alpha_j \Delta \ln TCR_{t-j} + \sum_{l=0}^q \beta_l \Delta \ln PIBMX_{t-l} + \sum_{m=0}^q \gamma_m \Delta \ln PIBCH_{t-m} + \dots$$

$$\dots + \delta_1 \ln SBC_{t-1} + \delta_2 \ln TCR_{t-1} + \delta_3 \ln PIBMX_{t-1} + \delta_4 \ln PIBCH_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\dots\dots\dots(0.0.48)$$

---

<sup>6</sup> En términos generales, un conjunto de variables aleatorias se consideran independientes e idénticamente distribuidas (i.i.d) si cada variable aleatoria tiene la misma distribución de probabilidad y todas son mutuamente independientes.

Donde  $\delta_i$  son los multiplicadores de largo plazo,  $c_o$  es la pendiente, y  $\varepsilon_t$  son errores de ruido blanco. Las variables están en logaritmos naturales,  $\Delta$  es el operador de primeras diferencias y  $p$ ,  $q$  es la longitud óptima del rezago para cada variable.

### 5.3.1 Procedimiento de la prueba de los límites.

El primer paso en el enfoque de la prueba de los límites del modelo ARDL es estimar la ecuación (0.0.48) mediante mínimos cuadrados ordinarios. El procedimiento de la prueba de los límites se basa en la prueba F. Esta prueba se usa para la significancia conjunta de los coeficientes de las variables rezagadas en niveles, es decir, se prueba la hipótesis de no cointegración entre las variables contra la presencia de cointegración entre las variables, denotada como:

$H_0: [\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4]' = 0$ ; Es decir, no existe cointegración entre las variables.

$H_a: [\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4]' \neq 0$ ; Es decir, existe cointegración entre las variables.

Se denota la prueba que normaliza en SBC por  $F_{SBC}(SBC|TCR, PIBMX, PIBCH)$ . La prueba de los límites del modelo ARDL está basado en la prueba de Wald (estadístico F). La distribución asintótica de la prueba de Wald es no estándar bajo la hipótesis nula de no cointegración entre las variables.

Dos conjuntos de valores críticos asintóticos proporcionan una prueba para cointegración cuando las variables independientes son I(d) (donde  $0 \leq d \leq 1$ ): Un conjunto (valores inferiores) asume que las variables regresoras son I(0) y el otro conjunto (valores superiores) asume que las variables son I(1). Si el estadístico F calculado está por encima del valor crítico del límite superior, entonces la hipótesis nula de que no hay una relación de largo plazo puede ser rechazada independientemente del orden de integración de las series de tiempo. De otra forma, si el estadístico de prueba está por debajo del valor crítico del límite inferior la hipótesis nula no puede ser rechazada.

Por último, si el estadístico de prueba cae en medio del conjunto de valores críticos superiores y el conjunto de valores críticos inferiores, entonces la prueba no es concluyente y no se puede hacer ninguna decisión de cointegración. Los valores críticos aproximados para la prueba F se obtuvieron de Pesaran et al. (2001).

En el segundo paso, una vez que se ha establecido la relación de largo plazo (cointegración) entre las variables, se estima el modelo *ARDL* ( $p_1, q_1, q_2, q_3$ ) para obtener los coeficientes de largo plazo:

$$\ln SBC_t = c_0 + \sum_{i=1}^p \delta_1 \ln SBC_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \delta_2 \ln TCR_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_3 \ln PIBMX_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \delta_4 \ln PIBCH_{t-i} + \varepsilon_t$$

.....(0.0.49)

El orden del modelo *ARDL* ( $p_1, q_1, q_2, q_3$ ) en (0.0.49) para las cuatro variables se selecciona usando el Criterio de Información de Akaike (AIC, por sus siglas en inglés).

En el tercer y último paso, se obtienen los parámetros dinámicos de corto plazo mediante la estimación de un modelo de corrección de error asociado con los estimadores de largo plazo de la ecuación (0.0.49). Este se especifica de la siguiente manera:

$$\Delta \ln SBC_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta \ln SBC_{t-i} + \sum_{j=1}^q \varpi_j \Delta \ln TCR_{t-j} + \sum_{l=1}^q \varphi_l \Delta \ln PIBMX_{t-l} + \sum_{m=1}^q \eta_m \Delta \ln PIBCH_{t-m} + \dots$$

$$\dots + \lambda ECM_{t-1} + \varepsilon_t$$

.....(0.0.50)

Donde  $\phi_i, \varpi_j, \varphi_l$  y  $\eta_m$  son los coeficientes dinámicos de corto plazo que convergen al modelo al equilibrio, y  $\lambda$  es la velocidad de ajuste. Además el término de corrección de error ( $ECM_{t-1}$ ) está definido como:

$$ECM_t = \ln SBC_t - c_0 - \sum_{i=1}^p \delta_1 \ln SBC_{t-i} - \sum_{i=0}^{q_1} \delta_2 \ln TCR_{t-i} - \sum_{i=0}^{q_2} \delta_3 \ln PIBMX_{t-i} - \sum_{i=0}^{q_3} \delta_4 \ln PIBCH_{t-i}$$

.....(0.0.51)

## CAPITULO 6. RESULTADOS

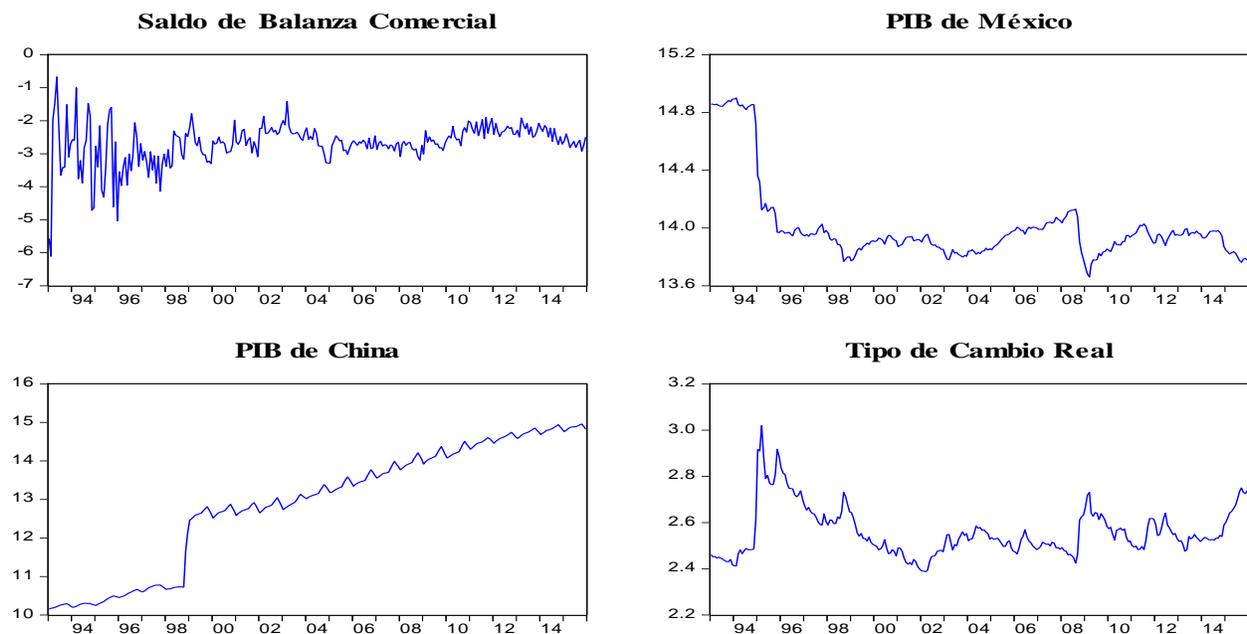
Antes de proceder con la prueba de los límites del modelo ARDL, se requiere hacer pruebas de estacionariedad a todas las variables del modelo para determinar el orden de integración de cada una. Si bien, antes se ha mencionado que no se requieren pruebas de raíz unitaria, esto se hace para asegurar que ninguna de las variables es estacionaria con  $I(2)$  a fin de evitar resultados espurios. Ya que la prueba de los límites de Pesaran et al. (2001) está basada en el supuesto de que todas las variables son  $I(0)$  o  $I(1)$ , ante la presencia de variables  $I(2)$  el estadístico F propuesto por ellos ya no es válido<sup>7</sup>. Por lo tanto la implementación de pruebas de raíz unitaria en el procedimiento del modelo ARDL sigue siendo necesaria para asegurar que ninguna de las variables es  $I(2)$  o superior.

Se inició con el análisis de las variables en niveles mediante una aproximación de las gráficas que muestran el comportamiento de las series que se han considerado en la investigación; como se puede notar en la Figura 3, la serie del saldo de balanza comercial es la única con un comportamiento estacionario; el PIB de México y China, así como el Tipo de Cambio Real muestran cierta tendencia, por lo tanto pueden presentar raíz unitaria y ser no estacionarias. Hasta aquí se tiene que las series son  $I(0)$  e  $I(1)$ , pero se necesita confirmar este análisis y asegurar que ninguna variable es  $I(2)$  por lo que se procede con la prueba Aumentada de Dickey Fuller (ADF, por sus siglas en inglés) y la prueba Phillips-Perron (PP) de raíz unitaria para las variables en niveles y en primeras diferencias (Tabla 2 y Tabla 3). La hipótesis nula que se prueba en ambos casos es la de raíz unitaria. Como se nota en los resultados, la hipótesis nula de raíz unitaria para las variables  $\ln\text{PIBCH}$  y  $\ln\text{TCR}$  en niveles no puede ser rechazada al 5 % en ninguno de los casos; la hipótesis nula puede rechazarse para  $\ln\text{PIBMX}$  al 5 % en ambos casos pero solo cuando se considera la constante y en los resultados de la prueba Phillips-Perron la hipótesis nula puede rechazarse al 5 % para la variable  $\ln\text{SBC}$  pero para la prueba ADF no. Mientras que en niveles existe el problema de raíz unitaria, es decir, las variables no son estacionarias; en primeras diferencias las series son estacionarias al 1 %, 5 % y 10 % de significancia.

---

<sup>7</sup> La prueba de los límites de Pesaran et al. (2001) está desarrollada bajo el supuesto de que todas las variables son estacionarias en niveles o primeras diferencias, por lo que una variable  $I(2)$  crea un sesgo en la estimación del estadístico F.

Figura 3. Comportamiento de las variables en niveles.



**Nota:** Las variables están en logaritmos naturales. **Fuente:** Elaboración propia.

Tabla 2. Prueba Phillips-Perron de raíz unitaria (PP).

VARIABLES EN NIVELES		lnSBC	lnPIBMX	lnPIBCH	lnTCR
Con Constante	Estadístico t	-11.7496	-2.9814	-1.2373	-2.6319
	<b>Prob*</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0379</b>	<b>0.6588</b>	<b>0.0878</b>
		<b>***</b>	<b>**</b>	<b>no</b>	<b>*</b>
Con Constante & Tendencia	Estadístico t	-11.64	-2.6505	-1.783	-2.6175
	<b>Prob*</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.2584</b>	<b>0.7106</b>	<b>0.2729</b>
		<b>***</b>	<b>no</b>	<b>no</b>	<b>no</b>
Sin Constante & Tendencia	Estadístico t	-1.9100	-1.3814	2.4532	0.3883
	<b>Prob*</b>	<b>0.0537</b>	<b>0.1552</b>	<b>0.9968</b>	<b>0.7954</b>
		<b>*</b>	<b>no</b>	<b>no</b>	<b>no</b>
PRIMERAS DIFERENCIAS		d(lnSBC)	d(lnPIBMX)	d(lnPIBCH)	d(lnTCR)
Con Constante	Estadístico t	-39.5767	-11.889	-8.7444	-12.9066
	<b>Prob*</b>	<b>0.0001</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>
		<b>***</b>	<b>***</b>	<b>***</b>	<b>***</b>
Con Constante & Tendencia	Estadístico t	-40.3296	-11.9218	-8.6991	-12.8802
	<b>Prob*</b>	<b>0.0001</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>
		<b>***</b>	<b>***</b>	<b>***</b>	<b>***</b>
Sin Constante & Tendencia	Estadístico t	-38.9368	-11.8767	-8.9351	-12.9318
	<b>Prob*</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>
		<b>***</b>	<b>***</b>	<b>***</b>	<b>***</b>
<b>ORDEN</b>		<b>I(0)</b>	<b>I(1)</b>	<b>I(1)</b>	<b>I(1)</b>

**Notas:** (\*) Significativo al 10%; (\*\*) Significativo al 5%; (\*\*\*) Significativo al 1%. Y (no) significativo. \*MacKinnon (1996) one-sided p-values. **Fuente:** Elaboración propia.

Tabla 3. Prueba Aumentada Dickey Fuller de raíz unitaria (ADF).

VARIABLES EN NIVELES		lnSBC	lnPIBMX	lnPIBCH	lnTCR
Con Constante	Estadístico t	-2.2957	-3.1339	-1.2689	-3.1537
	<b>Prob*</b>	<b>0.1742</b>	<b>0.0253</b>	<b>0.6445</b>	<b>0.0239</b>
		n0	**	n0	**
Con Constante & Tendencia	Estadístico t	-2.8782	-2.9259	-1.8909	-3.1476
	<b>Prob*</b>	<b>0.1713</b>	<b>0.1560</b>	<b>0.6565</b>	<b>0.0975</b>
		n0	n0	n0	*
Sin Constante & Tendencia	Estadístico t	-0.3772	-1.2044	2.1477	0.4678
	<b>Prob*</b>	<b>0.5478</b>	<b>0.2091</b>	<b>0.9927</b>	<b>0.8152</b>
		n0	n0	n0	n0
PRIMERAS DIFERENCIAS		d(lnSBC)	d(lnPIBMX)	d(lnPIBCH)	d(lnTCR)
Con Constante	Estadístico t	-8.5534	-8.6447	-7.478	-5.7662
	<b>Prob*</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>
		***	***	***	***
Con Constante & Tendencia	Estadístico t	-8.5384	-8.7284	-7.5148	-5.7573
	<b>Prob*</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>
		***	***	***	***
Sin Constante & Tendencia	Estadístico t	-8.5699	-8.5636	-7.0484	-5.7468
	<b>Prob*</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>
		***	***	***	***
<b>ORDEN</b>		<b>I(1)</b>	<b>I(1)</b>	<b>I(1)</b>	<b>I(1)</b>

**Notas:** (\*) Significativo al 10%; (\*\*) Significativo al 5%; (\*\*\*) Significativo al 1%. Y (no) significativo. \*MacKinnon (1996) one-sided p-values. **Fuente:** Elaboración propia.

Los resultados de las pruebas de raíz unitaria Phillips-Perron (PP) y la Aumentada de Dickey Fuller (ADF) (Tabla 2 y Tabla 3) son similares (a excepción del saldo de balanza comercial, que para la prueba Phillips-Perron es estacionaria en nivel), todas las series tienen raíz unitaria y por tanto es necesario aplicar primeras diferencias para corregir el problema de estacionariedad. Con estos resultados se asegura que ninguna serie es I (2) por lo que se puede emplear el modelo ARDL.

Luego de comprobar el orden de integración de las series, se especificó el número de rezagos óptimos para la estimación. Los criterios que se utilizaron para la selección son: el criterio de información de Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn, el error de predicción final y la prueba de razón de verosimilitud (

Tabla 4). Posteriormente se realizó la prueba LM para autocorrelación y CUSUM para la estabilidad del modelo.

Tabla 4. VAR Criterio de selección del orden de rezago.

Variable Endógena: D(lnSBC)						
V. Exógenas: C D(lnPIBMX) D(lnPIBCH) D(lnTCR) lnSBC(-1) lnPIBMX(-1) lnPIBCH(-1) lnTCR(-1)						
Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	93.40997	NA	0.03088	-0.639775	-0.532292	-0.5966
1	94.51176	2.129295	0.030857	-0.640538	-0.519619	-0.591965
2	96.80243	4.409756	0.03056	-0.650205	-0.515852	-0.596236
3	96.87328	0.135853	0.030774	-0.643246	-0.495456	-0.58388
4	<b>112.2844</b>	<b>29.43702*</b>	<b>0.027626*</b>	<b>-0.751194*</b>	<b>-0.589970*</b>	<b>-0.686431*</b>
5	112.3021	0.033644	0.02783	-0.743836	-0.569176	-0.673676
6	112.7368	0.823771	0.027949	-0.739601	-0.551506	-0.664045
7	112.9012	0.310357	0.028125	-0.733342	-0.531811	-0.652389
8	114.6671	3.320084	0.027965	-0.739079	-0.524113	-0.652729

\* Indica el orden del rezago seleccionado mediante el criterio

**LR:** Estadística de prueba LR modificado secuencialmente (cada prueba al nivel del 5 %)

**FPE:** Error de predicción final

**AIC:** Criterio de información de Akaike

**SC:** Criterio de información de Schwarz

**HQ:** Criterio de información Hannan-Quinn

Fuente: Elaboración propia.

Para aplicar la prueba de los límites del modelo ARDL condicional primero se estimó la ecuación mediante mínimos cuadrados ordinarios. Después para probar la existencia de una relación de largo plazo entre las variables, mediante la prueba Wald, se obtuvo el estadístico-F para la significancia conjunta de los coeficientes de las variables rezagadas en niveles.

Se prueba la hipótesis nula  $H_0: [\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4]' = 0$  contra la alterna  $H_a: [\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4]' \neq 0$ . Los resultados se presentan en la Tabla 5.

Tabla 5. Prueba Wald.

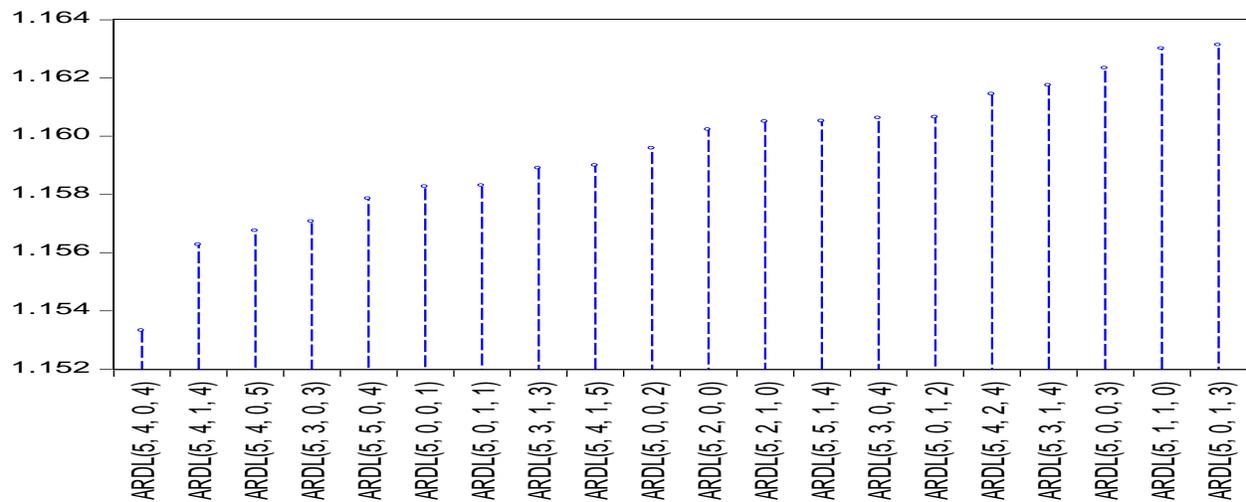
Wald Test			
Estadístico de Prueba	Valor	Grados de libertad	Probabilidad
Estadístico-F	<b>5.655166</b>	4	<b>0.0002</b>
Ji-Cuadrada	22.62066	4	0.0002
<b><math>H_0: [\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4]' = 0</math></b>			
Restricción Normalizada (= 0)	Valor		Error estándar
$\delta_1$	-0.462410		0.106769
$\delta_2$	-0.113046		0.137652
$\delta_3$	0.063665		0.026988
$\delta_4$	-0.883206		0.366427

Fuente: Elaboración propia.

Con los resultados de la Tabla 5 se prueba la relación de largo plazo entre las variables con la prueba conjunta de F para los coeficientes de las variables en logaritmos rezagadas un periodo. Se rechaza la hipótesis nula y se concluye que existe relación de largo plazo entre las variables.

Una vez confirmada la relación de largo plazo se puede definir el número óptimo de rezagos para cada variable mediante el criterio de información de Akaike. El modelo que mejor ajusta es el ARDL (5, 4, 0, 4), véase Gráfica 6.

Gráfica 6. AIC Top 20 mejores modelos.



**Fuente:** Elaboración propia.

La Tabla 6 muestra los resultados del valor del estadístico F calculado comparado con los valores críticos inferiores y superiores calculados por Pesaran et al. (2001). El valor del estadístico F sugiere que el saldo de balanza comercial, el PIB de México, el PIB de China y el tipo de cambio real tienen una relación de cointegración en el largo plazo, donde las variables se mueven juntas. En otras palabras, el vector de variables explicativas  $X_t = [TCR_t, PIBMX_t, PIBCH_t]$  es relevante para explicar la dinámica de largo plazo del saldo de balanza comercial de México con China.

Tabla 6. Resultados de la prueba de los límites de cointegración (Bounds Test).

Modelo Estimado	$F_{lnSBC}(lnSBC lnPIBMX, lnPIBCH, lnTCR).$		
Longitud Óptima de rezago (AIC)	(5,4,0,4)		
Estadístico F	5.655166		
Valores Críticos	I(0)	I(1)	COINTEGRACIÓN
1 %	4.29	5.61	SI
2.5 %	3.69	4.89	SI
5 %	3.23	4.35	SI
10 %	2.72	3.77	SI

Fuente: Elaboración propia con valores críticos tomados de (Pesaran et al., 2001), tabla CI(iii) Caso III: Intercepto sin restricción y sin tendencia.

Una vez confirmada la relación de largo plazo entre las variables se estiman los coeficientes de largo plazo con mínimos cuadrados y normalizando en SBC.

Tabla 7. Estimación del modelo de largo plazo mediante MCO.

Variable	Coefficiente	Error Estándar	Estadístico-t	Probabilidad
C	1.757337	2.634935	0.666938	0.5054
D(lnSBC(-1))	-0.277313	0.107502	-2.579610	0.0105
D(lnSBC(-2))	-0.065396	0.092082	-0.710197	0.4782
D(lnSBC(-3))	-0.286443	0.074602	-3.839624	0.0002
D(lnSBC(-4))	-0.329486	0.065342	-5.042463	0.0000
D(lnSBC(-5))	-0.027489	0.057169	-0.480842	0.6311
D(lnPIBMX)	-3.675937	2.518197	-1.459750	0.1456
D(lnPIBMX(-1))	4.383469	3.053429	1.435589	0.1524
D(lnPIBMX(-2))	-2.563564	3.030028	-0.846053	0.3983
D(lnPIBMX(-3))	-4.204599	3.162117	-1.329678	0.1848
D(lnPIBMX(-4))	-1.003023	2.502364	-0.400830	0.6889
D(lnPIBCH)	0.411911	0.338538	1.216733	0.2249
D(lnTCR)	-2.134406	2.693321	-0.792481	0.4288
D(lnTCR(-1))	3.436362	3.095387	1.110156	0.2680
D(lnTCR(-2))	-2.716729	3.106266	-0.874596	0.3826
D(lnTCR(-3))	-4.499471	3.221370	-1.396757	0.1637
D(lnTCR(-4))	-1.926590	2.472134	-0.779323	0.4365
lnSBC(-1)	-0.462410	0.106769	-4.330962	0.0000
lnPIBMX(-1)	-0.113046	0.137652	-0.821245	0.4123
lnPIBCH(-1)	0.063665	0.026988	2.359045	0.0191
lnTCR(-1)	-0.883206	0.366427	-2.410316	0.0167
$R^2$	0.517532	Mean dependent var		-0.001028
Adjusted $R^2$	0.478779	S.D. dependent var		0.578705
S.E. of regression	0.417800	Akaike info criterion		1.166959
Sum squared resid	43.46465	Schwarz criterion		1.446836
Log likelihood	-136.5394	Hannan-Quinn criter.		1.279345
F-statistic	13.35480	Durbin-Watson stat		1.996263
Prob(F-statistic)	0.00000			

**Fuente:** Elaboración propia con datos de la regresión.

Tabla 8. Coeficientes de largo plazo mediante normalización.<sup>8</sup>

Variable	Coefficiente	Error Estándar	Estadístico-t	Probabilidad
lnPIBMX	-0.244472	0.307820	-0.794203	0.4278
lnPIBCH	0.137681	0.050946	2.702518	0.0074
lnTCR	-1.910005	0.787309	-2.425992	0.0160
C	3.800385	5.880710	0.646246	0.5187

**Fuente:** Elaboración propia.

$$\ln SBC = 3.800385 - 0.244472 * \ln PIBMX + 0.137681 * \ln PIBCH - 1.910005 * \ln TCR$$

De acuerdo con los resultados, el modelo muestra una relación negativa entre el saldo de balanza comercial y el tipo de cambio real, lo cual ya no es consistente con la teoría de que una depreciación real mejora la balanza comercial en el largo plazo. En teoría, la depreciación del tipo de cambio real estimula las exportaciones y reduce el volumen importado dado un incremento de los precios (en moneda doméstica) de dichos bienes. Ante una depreciación del tipo de cambio real del 1 %, el saldo de balanza comercial disminuye en 1.91 %. Por lo tanto, la condición Marshall-Lerner no se satisface en el largo plazo para la economía mexicana.

Por otro lado, los coeficientes del PIB de México y PIB de China están negativa y positivamente relacionados con el saldo de balanza comercial en el largo plazo. El PIB de México tiene un impacto negativo sobre la balanza comercial. El signo negativo es el que se esperaría si el incremento del PIB mexicano no se debió al aumento de la productividad o la producción de bienes sustitutos de importaciones, por lo tanto, la oferta no es la fuerza impulsora en la determinación de las exportaciones e importaciones. Al aumentar el ingreso de la economía mexicana, aumenta su capacidad para adquirir productos o insumos importados dando como resultado un deterioro en el saldo de la balanza comercial.

En cuanto al PIB de China; tiene un efecto positivo en el saldo de balanza comercial. Un incremento en el ingreso de China puede inducir a una mejora en el saldo de la balanza comercial debido al aumento de la demanda por exportaciones.

<sup>8</sup>  $\eta_1 = -\left(\frac{\delta_2}{\delta_1}\right)$ ,  $\eta_2 = -\left(\frac{\delta_3}{\delta_1}\right)$ ,  $\eta_3 = -\left(\frac{\delta_4}{\delta_1}\right)$ ; donde  $\delta_i$  son los coeficientes de mínimos cuadrados ordinarios que se obtuvieron de la Ecuación (5.3.4) y  $\eta_i$  representa los nuevos coeficientes después de normalizar.

Después de que se obtiene el modelo de largo plazo, dado que la Curva-J es un fenómeno de corto plazo, se estiman los coeficientes de corto plazo del tipo de cambio real usando el modelo en su forma de corrección de errores (ECM).

Tabla 9. Modelo de corto plazo en su versión de ECM.

Variable dependiente: D(lnSBC)				
Muestra ajustada: 1993M07 2015M12				
Variable	Coefficiente	Error Estándar	Estadístico-t	Probabilidad
C	-0.016333	0.026844	-0.608436	0.5434
D(lnSBC(-1))	-0.264006	0.105534	-2.501616	0.0130
D(lnSBC(-2))	-0.055099	0.090773	-0.606991	0.5444
D(lnSBC(-3))	-0.278719	0.073679	-3.782864	0.0002
D(lnSBC(-4))	-0.324145	0.064969	-4.989254	0.0000
D(lnSBC(-5))	-0.026837	0.057018	-0.470664	0.6383
D(lnPIBMX)	-2.803960	2.437467	-1.150358	0.2511
D(lnPIBMX(-1))	4.775463	3.032153	1.574941	0.1165
D(lnPIBMX(-2))	-2.446609	3.020513	-0.809998	0.4187
D(lnPIBMX(-3))	-3.984850	3.151593	-1.264392	0.2073
D(lnPIBMX(-4))	-0.065280	2.394259	-0.027265	0.9783
D(lnPIBCH)	0.352963	0.328787	1.073531	0.2841
D(lnTCR)	-1.256021	2.606158	-0.481943	0.6303
D(lnTCR(-1))	3.591010	3.079364	1.166153	0.2447
D(lnTCR(-2))	-2.708185	3.094578	-0.875139	0.3823
D(lnTCR(-3))	-4.423724	3.209726	-1.378225	0.1694
D(lnTCR(-4))	-1.036918	2.368812	-0.437737	0.6620
<b>ECM(-1)</b>	<b>-0.473340</b>	<b>0.104310</b>	<b>-4.537830</b>	<b>0.0000</b>
$R^2$	0.513458	Mean dependent var		-0.001028
Adjusted $R^2$	0.480636	S.D. dependent var		0.578705
S.E. of regression	0.417055	Akaike info criterion		1.153143
Sum squared resid	43.83160	Schwarz criterion		1.393038
Log likelihood	-137.6744	Hannan-Quinn criter.		1.249475
F-statistic	15.64361	Durbin-Watson stat		1.991867
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia con datos de la regresión.

Tabla 10. Coeficientes de corto plazo.

Variable	Coefficiente	Error Estándar	Estadístico t	Probabilidad
D(lnSBC)	-0.948804	0.329087	-2.883140	0.0043
D(lnPIBMX)	-4.525237	2.225939	-2.032956	0.0431
D(lnPIBCH)	0.352963	0.328787	1.073531	0.2841
D(lnTCR)	-5.833837	3.098686	-1.882681	0.0609

Fuente: Elaboración propia.

$$ECM = \ln SBC - (3.800385 - 0.244472 * \ln PIBMX + 0.137681 * \ln PIBCH - 1.910005 * \ln TCR)$$

La Tabla 9 presenta los coeficientes estimados del tipo de cambio real diferenciado actual, así como los rezagos. El resultado muestra un valor negativo seguido de uno positivo. Sin embargo, ningún coeficiente es significativo, además no hay un impacto positivo a largo plazo en el saldo de balanza comercial. Por lo tanto no hay soporte en el fenómeno de la Curva-J.

El coeficiente de  $ECM_{t-1}$  es negativo y significativo (Tabla 9), tal como se esperaba, lo cual demuestra que existe una relación de largo plazo entre las variables. El coeficiente del término  $ECM_{t-1}$  es -0.47 lo cual sugiere una alta tasa de convergencia hacia el equilibrio, aproximadamente un 47.3 % de los desequilibrios del choque del periodo anterior vuelven a ajustarse hacia el equilibrio de largo plazo en el periodo actual, es decir, el desequilibrio debido a un choque es totalmente corregido en aproximadamente dos meses a una tasa de alrededor del 48 % por mes, *ceteris paribus*.

Finalmente se hicieron pruebas para detectar correlación serial (Prueba LM) y probar la estabilidad del modelo mediante la prueba CUSUM. La hipótesis nula de la prueba LM es que no hay correlación serial hasta el rezago de orden  $p$ , donde  $p = 2$ . Por lo tanto no se puede rechazar la hipótesis nula y se concluye que no existe correlación serial hasta de orden 2 al nivel de significancia del 5 % (Tabla 11). La prueba CUSUM está basada en la suma acumulativa de los residuales recursivos. La

Gráfica 7 representa la suma acumulativa junto con las líneas críticas al 5 %, la prueba encuentra la inestabilidad de los parámetros si la suma acumulada sale del área entre las dos líneas críticas.

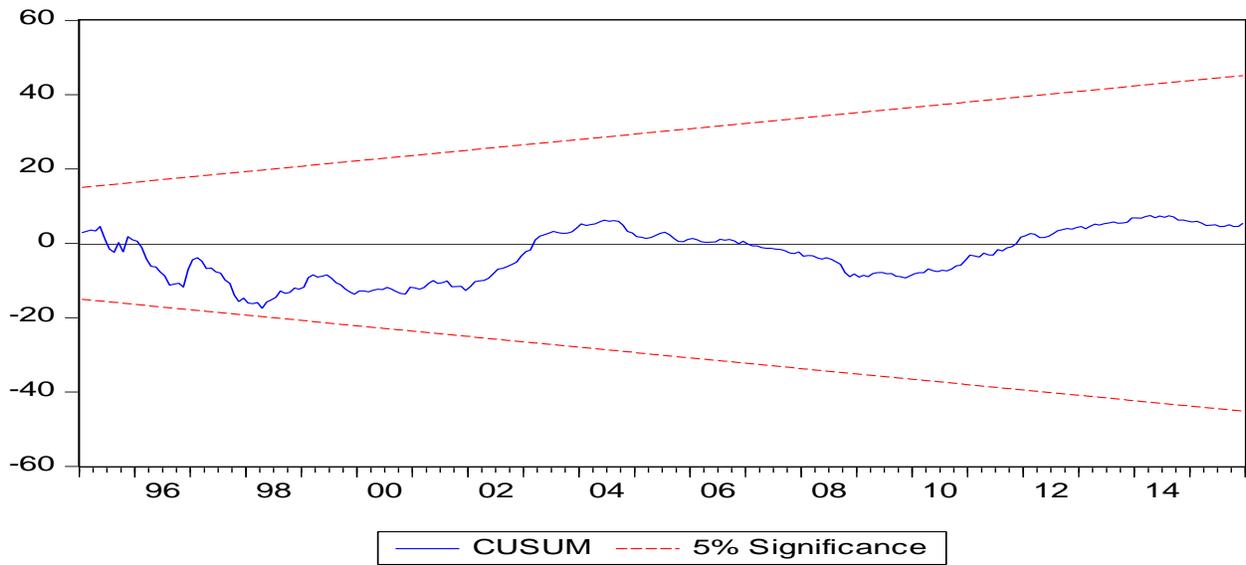
Tabla 11. Prueba Breusch-Godfrey para detectar correlación serial.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
<b>F-statistic</b>	0.135177	Prob. F(2,250)	0.8736
<b>Obs*R-squared</b>	0.291667	Prob. Chi-Square(2)	0.8643

Fuente: Elaboración propia.

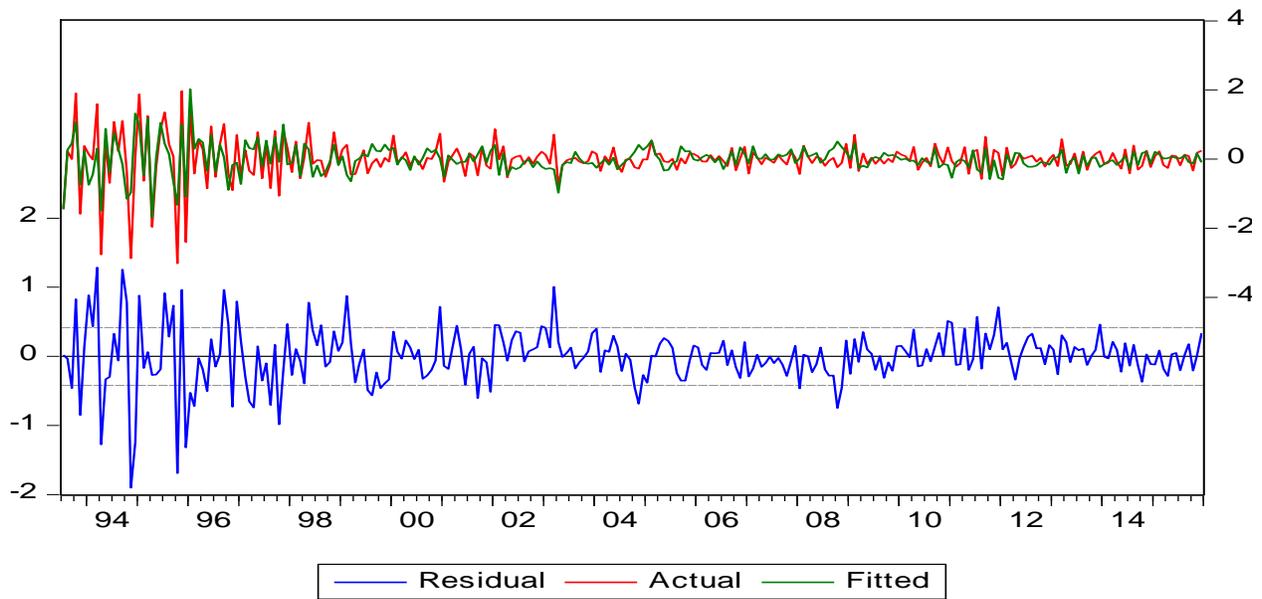
Adicionalmente se muestran los valores reales y ajustados de la variable dependiente, así como los residuos de la regresión (Gráfica 8).

Gráfica 7. Prueba CUSUM al 5 % de significancia.



Fuente: Elaboración propia.

Gráfica 8. Valores reales y ajustados de la variable dependiente y residuos de la regresión.



Fuente: Elaboración propia.

## CAPÍTULO 7. CONCLUSIONES

Los objetivos de esta tesis fueron analizar los efectos de corto y largo plazo del tipo de cambio real, el PIB de México y el PIB de China en el saldo de balanza comercial México-China; así como identificar el fenómeno de la Curva-J y probar la condición Marshall-Lerner usando datos mensuales para el periodo de 1993:01-2015:12. Los objetivos se cumplieron utilizando el enfoque de la prueba de los límites del modelo ARDL para la cointegración y el modelo de corrección de errores. Los resultados indican que existe cointegración entre el saldo de balanza comercial, el ingreso doméstico, el ingreso extranjero y el tipo de cambio real.

Los coeficientes estimados de largo plazo muestran el incumplimiento de la condición Marshall-Lerner para la economía mexicana en el periodo estudiado, esto porque el efecto que tiene una depreciación del tipo de cambio sobre el volumen importado se transmite a los precios de los bienes exportados mediante el incremento de los costos de producción, por lo tanto, en el largo plazo existe un deterioro del saldo de balanza comercial. La elasticidad de la balanza comercial respecto al tipo de cambio real es -5.83 en el corto plazo y -1.91 en el largo plazo lo cual indica que el saldo de balanza comercial si es sensible a los movimientos del tipo de cambio real, sin embargo lejos de mejorar la balanza se observa el comportamiento antes descrito.

Sin embargo es importante comentar que al pasar de 5.83 a 1.91 en la cantidad que se afecta el saldo de balanza comercial, se sugiere que la condición Marshall Lerner pudiera cumplirse en un periodo posterior al periodo de estudio. Esto porque los procesos de productivos aún están inmaduros. En el corto plazo, una depreciación del peso empeora el saldo de balanza comercial, así como los niveles de inflación por el aumento de los costos de producción.

De acuerdo al modelo, el ingreso doméstico y el ingreso extranjero tienen un impacto negativo y positivo, respectivamente, en el saldo de balanza comercial. De acuerdo a la teoría económica estos son los signos que se esperan cuando el lado de la demanda domina. Los resultados indican que un incremento del 10 % en el ingreso doméstico conduce a una disminución del 2.4 % en el saldo de balanza comercial y un incremento del 10 % en el ingreso extranjero conduce a un incremento de 1.3 % del saldo de balanza comercial.

Los coeficientes de corto plazo estimados mediante un modelo de corrección de errores restringido no dan soporte a la presencia de la Curva-J dada la baja significancia, así como un valor negativo en el largo plazo del tipo de cambio real.

Al aplicar el modelo ARDL en su versión de corrección de errores (ECM) se observa que el coeficiente de corrección de error, el cual determina la velocidad de ajuste, tiene el signo negativo esperado y es altamente significativo. Los resultados indican que el desequilibrio de largo plazo en el SBC se corrige en un 48 % en el mes siguiente. El modelo estimado pasa un conjunto de pruebas de diagnóstico, así como evidencia gráfica (CUSUM) que indica la estabilidad del modelo durante el periodo de muestra.

### **7.1 Implicaciones de política económica**

En un sistema de tipo de cambio flexible como el de México, la “completa flexibilidad” del tipo de cambio está lejos de cumplirse por lo que una “flotación intervenida” o “flotación sucia” está más acorde con la intervención del Banco de México en el mercado de divisas con el fin de influir en su evolución.

Así mismo, ante un déficit en la balanza comercial el equilibrio pudiera reestablecerse mediante una depreciación de la moneda; tal como como un déficit en la balanza de pagos el equilibrio se reestablece mediante una depreciación de la moneda dado un exceso de oferta de la moneda local.

Sin embargo, de acuerdo a los resultados econométricos que se obtuvieron, dado que una depreciación del tipo de cambio afecta de forma negativa al saldo de balanza comercial, significa que las políticas destinadas al mejoramiento de la balanza comercial mediante el tipo de cambio son ineficientes.

## Bibliografía.

- Bahmani-Oskooee, M. (1991). Is there a long-run relation between the trade balance and the real effective exchange rate of LDCs? *Economics Letters*, 36(4), 403–407.
- Bahmani-Oskooee, M., & Hegerty, S. W. (2007). Exchange rate volatility and trade flows: a review article. *Journal of Economic Studies*, 34(3), 211–255.
- Bustamante, R., y Morales, F. (2009). Probando la condición de Marshall-Lerner y el efecto Curva-J: Evidencia empírica para el caso peruano. *Estudios Económicos*, 16, 103–126.
- Casar Pérez, J. I. (1993). La restricción externa y el crecimiento a largo plazo. *La Edad de Plomo Del Desarrollo Latinoamericano*. México, DF: Fondo de Cultura Económico.
- Cuevas Ahumada, V. M. (2008). Inflación, crecimiento y política macroeconómica en Brasil y México: una investigación teórico-empírica. *EconoQuantum*, 4(2), 35–78.
- Dornbusch, R. (1980). *Open economy macroeconomics* (Online ver). New York: Basic Books. Retrieved from <https://books.google.com.mx/books?id=xHKwAAAAIAAJ>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251–76.
- Goldstein, M., & Khan, M. S. (1985). Income and price effects in foreign trade. In R. W. Jones & P. B. Kenen (Eds.), *Handbook of International Economics* (Vol. 2, pp. 1041–1105). North Holland: Elsevier.
- Granger, C. W. J. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16(1), 121–130.
- Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, 111–120.
- Granger, C. W. J., & Weiss, A. A. (1983). Time series analysis of error-correction models. *Studies in Econometrics, Time Series, and Multivariate Statistics*, 255–278.
- Guillén R., A. (1996). *Opciones frente a la crisis de México*. Comercio Exterior. México, D. F.
- Gujarati, D. N., y Porter, D. C. (2010). *ECONOMETRÍA*. (S. A. D. C. . McGRAW-HILL/INTERAMERICANA EDITORES, Ed.) (Quinta edi). México, D. F: McGraw-Hill/Irwin, Inc.
- Hernández Hernández, R. (2005). El comercio exterior de China y su relación con México. Una perspectiva histórica. *MÉXICO Y LA CUENCA DEL PACÍFICO*, 8(26), 117–129.
- Jimenez Mori, R. (2008). *RELACIÓN ENTRE LA BALANZA COMERCIAL Y EL TIPO DE CAMBIO REAL* (No. 8).
- Johansen, S. (1995). Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. *Econometric Theory*, 14(July 2015), 517–524.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169–210.
- Mackinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(April), 601–618.

- McCombie, J. S. L., & Thirlwall, A. P. (2004). *Essays on balance of payments constrained growth: Theory and evidence*. (A. P. T. J. S. L. McCombie, Ed.) (ilustrada). London.: Routledge.
- Ocegueda H., J. M. (2001). Balanza comercial y crecimiento económico de Baja California. *Baja California: Comercio Y Crecimiento*, 2(Marzo), 211–220.
- OMC. (2015a). *Estadísticas del comercio internacional 2015*. Ginebra, Suiza.
- OMC. (2015b). *Perfiles comerciales 2015*. Ginebra, Suiza. <https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>
- OMC. (2017). Organización Mundial del Comercio. Retrieved from [https://www.wto.org/spanish/res\\_s/statis\\_s/statis\\_maps\\_s.htm](https://www.wto.org/spanish/res_s/statis_s/statis_maps_s.htm)
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1997). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium.*, (March 3-5, 1995), 1–31.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- Ramírez Franco, Á. A., Azuara Aréchiga, A., Calderón Cerbón, M., y Candelaria Barrera, L. E. (2009). *Condición Marshall-Lerner: una aplicación a México* (Vol. 2).
- Rendón Obando, H., y Ramírez Hassan, A. (2005). Condición Marshall-Lerner: una aproximación al caso colombiano, 1980-2001. *Ecos de Economía*, 9(20), 29–58.
- Rosales Álvarez, R. A., Perdomo Calvo, J. A., Morales Torrado, C. A., y Urrego Mondragón, J. A. (2010). *FUNDAMENTOS DE ECONOMETRÍA INTERMEDIA: TEORÍA Y APLICACIONES*. Bogotá, D. C., Colombia.
- Rose, A. K. (1990). Exchange rates and the trade balance: Some evidence from developing countries. *Economics Letters*, 34(3), 271–275.
- SE. (2017). Secretaría de Economía. <https://doi.org/10.1016/j.aqpro.2013.07.003>
- Yule, G. U. (1926). Why do we Sometimes get Nonsense-Correlations between Time-Series?--A Study in Sampling and the Nature of Time-Series. *Journal of the Royal Statistical Society*, 89(1), 1–63.

## **Páginas de internet consultadas**

BANXICO. (2017). Banco de México, disponible en <http://www.banxico.org.mx/>

Comercio y Aduanas, disponible en <http://www.comercioyaduanas.com.mx>

FMI. (2017). Fondo Monetario Internacional, disponible en <http://www.imf.org/external/index.htm>

INEGI. (2017). Instituto Nacional de Estadística y Geografía, disponible en <http://www.inegi.org.mx/>

SE. (2017). Secretaría de Economía, disponible en <http://www.gob.mx/se/>

El Universal, disponible en <http://archivo.eluniversal.com.mx/finanzas-cartera/2014/impreso/el-comercio-entre-china-y-mexico-una-relacion-de-10-a-1-108571.html>

Organización Mundial de Comercio (OMC), disponible en <https://www.wto.org/indexsp.htm>