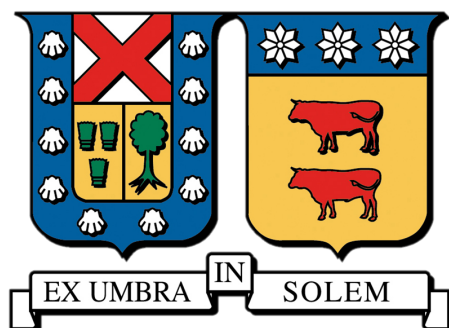




UNIVERSIDAD TÉCNICA FEDERICO SANTA MARÍA
DEPARTAMENTO DE INDUSTRIAS

**MODELACIÓN DE LA BALANZA COMERCIAL EN CHILE: IMPACTO
DEL TIPO DE CAMBIO REAL Y EL EFECTO DE LA CURVA J
MEDIANTE UN ENFOQUE ARDL Y NARDL**

MEMORIA PARA OPTAR AL TÍTULO DE INGENIERO CIVIL INDUSTRIAL

AUTOR

NICOLÁS EDUARDO MORRISON KUSCHEL

PROFESOR GUÍA

Dr. WERNER KRISTJANPOLLER

PROFESOR CO-REFERENTE

Dr. BERNARDO PINCHEIRA

VALPARAÍSO, 26 DE AGOSTO 2024



CONSTANCIA DE VALIDACIÓN Y CONFIDENCIALIDAD DE MONOGRAFÍA A REPOSITORIO ACADÉMICO

1.- IDENTIFICACIÓN DEL TRABAJO ACADÉMICO

Tipo de monografía (marcar una opción): ☒ Memoria o trabajo de título; ☐ Tesis de Postgrado;

Título del trabajo: MODELACION DE LA BALANZA COMERCIAL EN CHILE: IMPACTO DEL TIPO DE CAMBIO REAL Y EL EFECTO DE LA CURVA J MEDIANTE UN ENFOQUE ARDL Y NARDL.

Nombre del candidato(a): Nicolas Eduardo Morrison Kuschel

Carrera / Grado: Ingenieria Civil Industrial

Campus: Casa Central Valparaiso ; Departamento: Industrias

2.- VALIDACIÓN DEL PROFESOR GUÍA/DIRECTOR DE TESIS

Yo, Werner Kristjanpoller, en mi calidad de profesor(a) guía/director(a) del trabajo académico mencionado anteriormente **DEJO CONSTANCIA** que:

- He revisado esta versión del documento y corresponde a la versión final aprobada del trabajo.
- El trabajo cumple con los requisitos académicos y de formato establecidos por la institución

3.- EVALUACIÓN DE CONFIDENCIALIDAD POR PROPIEDAD INDUSTRIAL

☒ El trabajo **NO** contiene información que amerite confidencialidad y puede ser publicado de inmediato en repositorio con acceso abierto.

☐ El trabajo **CONTIENE** información con potenciales implicancias de propiedad industrial o intelectual y requiere un periodo de confidencialidad (embargo) por:

☐ 6 meses; ☐ 12 meses; ☐ 2 años; ☐ 3 años; ☐ 5 años; ☐ 10 años

Fundamentación de la necesidad de confidencialidad (obligatorio si se solicita embargo):

4.- FIRMAS

Profesor(a) guía o director(a) de memoria o tesis:

Fecha: 01-08-2025

; Firma:

Estudiante o Candidato(a):

Fecha: 31-07-2025

; Firma:

Este formulario debe ser insertado como página 2 de la memoria o tesis, completado y firmado por estudiante y profesor(a) antes de la entrega en portal PRISMA de Biblioteca USM.

Tabla de Contenidos

1	Agradecimientos	6
2	Resumen Ejecutivo	7
3	Problema de Investigación	9
4	Objetivos	11
4.1	Objetivo General	11
4.2	Objetivos Específicos	11
5	Marco Teórico	12
5.1	Antecedentes del comercio internacional	12
5.2	Balanza comercial	13
5.2.1	Caso Chileno	14
5.2.1.1	Política de tasa de interés en Chile	15
5.3	Tipo de cambio real	16
5.4	Efecto curva J	18
5.5	Condición Marshall Lerner	19
5.6	Econometría de series de tiempo	21
5.6.1	Estacionariedad de las series de tiempo	21
5.6.1.1	Función de autocorrelacion (FAC)	22
5.6.1.2	Estadístico Ljung-Box (LB)	23
5.6.2	Raíz unitaria	23

5.6.2.1	Prueba de Dickey-Fuller aumentada (DFA)	24
5.7	Transformación de series de tiempo no estacionarias	24
5.7.1	Procesos estacionarios en diferencias	25
5.7.2	Procesos estacionarios con tendencia	25
5.8	Modelos Econometricos	26
5.8.1	Cointegración de series de tiempo	26
5.8.1.1	Método de Engle-Granger	26
5.8.1.2	Método de Johansen	27
5.8.2	Error Correction Model	28
5.8.3	Modelos MA	29
5.8.4	Modelos VAR	30
5.8.5	Modelos ARIMA	31
5.9	Enfoque ARDL	33
5.10	Enfoque NARDL	34
5.10.1	Pruebas de Wald	35
6	Metodología	37
6.1	Diseño general	39
6.2	Definición modelo de balanza comercial	40
6.2.1	Variables del modelo	42
6.2.1.1	REX	42
6.2.1.2	PIB Real	44
6.2.1.3	Trade Balance	45

6.3	Especificación modelo ARDL	47
6.3.1	Modelo de corrección de errores (ECM)	49
6.4	Especificación Modelo NARDL	50
6.5	Pruebas econométricas	53
6.5.1	Pruebas de raíz unitaria	53
6.5.2	Test de cointegración	53
6.5.3	CUSUM	54
6.5.4	Pruebas de diagnóstico y selección del modelo	55
6.5.5	Prueba Wald	56
7	Resultados	57
7.1	Requerimientos Previos	57
7.2	Resultados ARDL	58
7.3	Resultados NARDL	66
7.4	Comparación resultados	77
8	Conclusiones	80
9	Anexos	85

Lista de Tablas

1	Exportaciones e importaciones de Chile para cada socio comercial en el año 2024 (En millones de dólares)	38
2	Participación de las exportaciones de Chile por socio comercial en 2024 (en porcentaje)	38

3	Descripción de fuentes de las variables utilizadas	40
4	Resultados de la prueba ADF por país y variable	58
5	Estimaciones del modelo ARDL - Largo plazo (coeficientes por país)	59
6	Estimaciones del modelo ARDL - Corto plazo (coeficientes por país)	63
7	Resumen de resultados del modelo ARDL: corto y largo plazo	66
8	Estimaciones del modelo NARDL - Largo plazo (coeficientes y diagnóstico por país)	67
9	Estimaciones del modelo NARDL - Corto plazo (coeficientes por país)	73
10	Resumen de resultados del modelo NARDL: corto y largo plazo	76
11	Resumen comparativo de resultados: modelos ARDL y NARDL	78

Lista de Figuras

1	Exportaciones del último año a la fecha de Chile. Fuente: Banco Central de Chile .	14
2	Gráfico del año a la fecha de las importaciones en Chile, de forma desagregada. Fuente: Banco Central de Chile.	15
3	Gráfico desde 2003 del tipo de cambio real en Chile. Fuente: Banco Central de Chile	17
4	Ejemplo teórico del fenómeno de curva J	18
5	Metodología de 4 pasos de Box-Jenkins	33
6	Evolución del tipo de cambio real bilateral (logarítmico) con los principales socios comerciales de Chile	43
7	Evolución del logaritmo natural del PIB de Chile y sus socios comerciales (1995–2024)	45
8	Evolución del logaritmo natural del Trade Balance de Chile con sus principales socios comerciales (1995–2024)	47
9	Prueba ADF obtenida desde Eviews	85
10	Prueba ADF obtenida desde Eviews	86

11	Prueba ADF obtenida desde Eviews	87
12	Prueba ADF obtenida desde Eviews	88
13	Prueba ADF obtenida desde Eviews	89
14	Prueba ADF obtenida desde Eviews	90
15	Prueba ADF obtenida desde Eviews	91
16	Resultados del test de estabilidad CUSUM para los modelos ARDL y NARDL en países de América. La línea azul representa el estadístico acumulado y las líneas punteadas los límites de significancia al 5 %.	92
17	Resultados del test de estabilidad CUSUM para los modelos ARDL y NARDL en países de Asia. La línea azul representa el estadístico acumulado y las líneas punteadas los límites de significancia al 5 %.	93
18	Resultados del test de estabilidad CUSUM para los modelos ARDL y NARDL en países de España. La línea azul representa el estadístico acumulado y las líneas punteadas los límites de significancia al 5 %.	94

1 Agradecimientos

Quiero agradecer a todos los amigos y familiares que me acompañaron durante este largo proceso, con especial énfasis en mi madre y mi abuela, quienes nunca han dejado de creer en mí.

2 Resumen Ejecutivo

El presente estudio aborda el impacto del tipo de cambio real sobre la balanza comercial de Chile, con énfasis en la posible existencia del fenómeno conocido como la Curva J. Dado el carácter abierto de la economía chilena y la relevancia de su comercio exterior, comprender cómo las variaciones del tipo de cambio afectan el saldo comercial resulta fundamental para la formulación de políticas económicas y cambiarias más efectivas.

El objetivo principal de esta investigación fue evaluar los efectos del tipo de cambio real sobre la balanza comercial bilateral de Chile con sus principales socios comerciales, distinguiendo entre impactos de corto y largo plazo, y explorando posibles asimetrías en la respuesta ante depreciaciones y apreciaciones del peso chileno. Para ello, se utilizaron los modelos econométricos ARDL (Autoregressive Distributed Lag) y NARDL (Nonlinear ARDL), los cuales permiten modelar relaciones dinámicas con diferentes rezagos y estructuras no lineales.

Metodológicamente, se trabajó con series trimestrales entre 1995 y 2024, incluyendo variables como el tipo de cambio real bilateral, el PIB de Chile y de los socios comerciales, y la balanza comercial medida como razón entre exportaciones e importaciones. El análisis se realizó utilizando el software EViews 12, el cual es un software robusto que permite hacer pruebas y ajustar modelos de todo tipo.

Los principales hallazgos revelan evidencia consistente con la Curva J en cinco de los siete países analizados bajo el modelo ARDL: Brasil, Estados Unidos, Japón, Alemania y España, donde se observa un deterioro inicial del saldo comercial tras una depreciación, seguido de una mejora en el largo plazo. En el caso de México, aunque se verifica cointegración, la ambigüedad de los efectos de corto plazo impide una conclusión definitiva. China fue descartada por la falta de

cointegración y la inestabilidad del modelo. En el enfoque NARDL, se evidencian asimetrías relevantes en varios casos, reforzando la idea de que los efectos de depreciaciones no son equivalentes a los de apreciaciones.

Este estudio contribuye a la literatura al aplicar enfoques recientes para evaluar la Curva J y la existencia de asimetrías en el comercio exterior chileno, el cual es un país de economía pequeña ubicado en América del Sur y actualmente en vía de desarrollo. A nivel práctico, entrega insumos valiosos para el diseño de políticas cambiarias, sugiriendo que los efectos de una depreciación pueden variar según el socio comercial y el horizonte temporal. Se recomienda profundizar en análisis desagregados por sectores y explorar los mecanismos de transmisión específicos que explican las asimetrías detectadas.

Palabras clave: balanza comercial, tipo de cambio real, Curva J, enfoque ARDL, enfoque NARDL, cointegración, asimetría, Chile.

3 Problema de Investigación

El comercio internacional juega un rol fundamental en las economías del mundo, debido a que este impulsa el crecimiento económico y permite a los países acceder a bienes y servicios que no son capaces de producir de manera eficiente o simplemente no tienen las materias primas o la tecnología necesaria, estudios consistentes indican que una mejoría de un 1 % en las exportaciones produce en promedio un aumento de 1,2 % en el crecimiento económico (Lewer y Berg, 2003). A medida que el mundo se ha vuelto más globalizado, las barreras de transporte se han reducido significativamente, esto no es solo gracias a los modos de transporte mas eficientes y eficaces sino que también gracias a los tratados comerciales entre los distintos países.

La balanza comercial de un país es un indicador clave para medir el desempeño económico, reflejando la diferencia entre las exportaciones e importaciones de bienes y servicios. La balanza comercial está influenciada por diversos factores, sin embargo en esta investigación nos centraremos en el efecto del tipo de cambio real, el cual ajusta el tipo de cambio nominal en función del nivel de precios domésticos vs nivel de precios extranjeros.

Uno de los fenómenos más estudiados en la economía internacional es la Curva J, que describe cómo una depreciación de la moneda puede empeorar inicialmente la balanza comercial de un país antes de mejorarla debido a varios efectos, entre ellos el efecto precio (Anju y Uma, 1999). En la actualidad existen resultados mixtos sobre los beneficios y riesgos asociados a la devaluación de la moneda en términos macroeconómicos y si realmente existe este efecto, por ejemplo, (Rose y Yellen, 1989) llegaron a conclusiones que sugieren que no hay evidencia sólida que respalde la existencia del fenómeno, esta negativa la atribuyen factores que son incontrolables como por ejemplo la presencia de raíz unitaria. Por otro lado (Bahmani-Oskooee, 1985) ha realizado

diversos análisis que respaldan la existencia de este efecto en algunos países menos desarrollados.

En Chile este es un tema de vital importancia debido a que el país es una economía pequeña que se puede considerar en vía de desarrollo según la OCDE (González, 2022). Donde además si se cumple la condición de Marshall-Lerner, debería producirse un efecto positivo en la balanza comercial, sin embargo este efecto no es inmediato ya que puede ser que al principio la balanza comercial se deteriora antes de mejorar posteriormente (Petrović y Gligorić, 2010)

El problema central de esta investigación es entender la relación entre el tipo de cambio real y la balanza comercial en Chile, y cómo el efecto J afecta esta relación. Esta investigación busca responder a preguntas como: ¿Cómo afecta el tipo de cambio real a la balanza comercial de Chile a corto y largo plazo?, ¿se manifiesta el efecto J en Chile de manera significativa? y ¿qué otros factores macroeconómicos influyen en esta dinámica?

Dado el papel crucial que juega el tipo de cambio real en la competitividad internacional de Chile y su balanza comercial, es fundamental entender estas relaciones para diseñar políticas económicas que busquen maximizar el desempeño país. Esta investigación pretende llenar un vacío importante en la literatura de América latina al centrarse en la economía chilena, todo lo anterior utilizando enfoques econométricos avanzados.

4 Objetivos

4.1 Objetivo General

Analizar el impacto del tipo de cambio real en la balanza comercial de Chile, tanto a corto como a largo plazo, con el fin de proporcionar recomendaciones que permitan mejorar la política comercial y por consiguiente el desempeño país.

4.2 Objetivos Específicos

- Identificar las relaciones de largo plazo entre las variables clave y la balanza comercial, mediante un modelo de cointegración de series de tiempo, para evaluar si existe correlación.
- Identificar si existe relación entre las variables clave y la balanza comercial en el corto plazo, mediante un Error Correction Model (ECM), con el fin de verificar una condición del efecto "J"
- Encontrar el mejor modelo en terminos eficiencia bajo enfoque ARDL y NARDL, en pos de obtener las mejores conclusiones y dar buenas recomendaciones para el desarrollo de Chile.
- Evaluar si existe el efecto de la curva "J", mediante análisis de coeficientes, con el propósito de examinar si las fluctuaciones del tipo de cambio real afectan a la balanza comercial en Chile de manera sistemática.
- Comparar modelos econométricos con evidencia empírica, mediante prueba y error, para analizar la robustez de los modelos.
- Proponer soluciones integrales con respecto a la política monetaria de Chile, usando la información obtenida de los modelos, que busquen maximizar el desempeño país.

5 Marco Teórico

5.1 Antecedentes del comercio internacional

El comercio internacional es el proceso de intercambio de bienes y servicios entre países alrededor del mundo.

Este tiene sus raíces en la antigüedad, cuando las primeras civilizaciones comenzaron a intercambiar bienes como especias, metales preciosos y textiles. Las antiguas rutas comerciales, conectaron regiones distantes y facilitaron el intercambio cultural y económico.

Más adelante en el siglo XIX, con la Revolución Industrial, el comercio internacional creció exponencialmente gracias a los avances en transporte, principalmente con la creación del motor a vapor. Según estudios de Findlay y O’rourke (2009), la primera globalización en este periodo fue impulsada por una combinación de mejoras tecnológicas, como los barcos a vapor y los ferrocarriles, y por la liberalización del comercio, lo que permitió un aumento masivo del comercio global.

El siglo XX se caracterizó por la creación de instituciones como el Acuerdo General sobre Aranceles Aduaneros y Comercio (GATT) y su sucesor, la Organización Mundial del Comercio (OMC), que promovieron la liberalización del comercio y la reducción de barreras arancelarias. Un siglo además marcado por la Segunda Guerra Mundial, donde al finalizar esta se promovieron los acuerdos internacionales que impulsaron la integración económica mundial, dando lugar a una nueva etapa de globalización económica. Lewer y Berg (2003) destacan que el comercio internacional se convirtió en uno de los principales motores de crecimiento económico en este periodo, afirmando que una mejora del 1 % en las exportaciones suele generar un aumento del 1,2 % en el crecimiento económico".

En el contexto contemporáneo, el comercio internacional se ha visto facilitado por la digitalización, las mejoras en logística global, la gestión de la cadena de suministro y los tratados de libre comercio.

La globalización ha reducido considerablemente las barreras al comercio, permitiendo una mayor movilidad de bienes y capital entre países. Según datos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD), el comercio internacional representa más del 50 % del PIB mundial, lo que resalta su relevancia en la economía global actual (United Nations Conference on Trade and Development, 2023).

5.2 Balanza comercial

Los países, para cuantificar el impacto del comercio internacional, utilizan la balanza comercial, también conocida como balanza de pagos. Este indicador refleja la diferencia entre los bienes y servicios exportados e importados por un país en un período determinado.

Además, la balanza comercial es uno de los componentes principales de la balanza de pagos, que a su vez incluye también la cuenta de capital y la cuenta financiera.

Es importante definir como se cuantifican las exportaciones y las importaciones, en el lado de las exportaciones se registran las transacciones a precios de mercado, es decir, a precios FOB (Free On Board). Mientras que por el lado de las importaciones se registran a precios CIF (Cost, insurance, freight), es decir con seguros y fletes de transporte necesario para entrar al país (Banco Central de Chile, 2024).

Si el resultado es positivo se dice que existe un superávit comercial, lo cual implica que se exporta más de lo que se importa, mientras que un saldo negativo se le conoce como déficit y está asociado principalmente a endeudamiento frente al resto del mundo. Un resultado equilibrado

sería tendiente a 0, lo cual en la práctica es un poco difícil (Banco Central de Chile, 2024).

5.2.1. Caso Chileno

En el caso de Chile, la balanza comercial ha jugado un rol fundamental en su crecimiento económico, dado que la economía chilena se puede considerar pequeña, por lo que depende en gran medida de las exportaciones, donde destaca, especialmente el cobre. De acuerdo con datos del Banco Central de Chile (2024), las exportaciones mineras representan más del 50 % del total de las exportaciones del país. El cobre, en particular, es responsable de una parte significativa de los ingresos de exportación, lo que hace que la balanza comercial de Chile esté estrechamente vinculada a las fluctuaciones en los precios internacionales de este mineral.

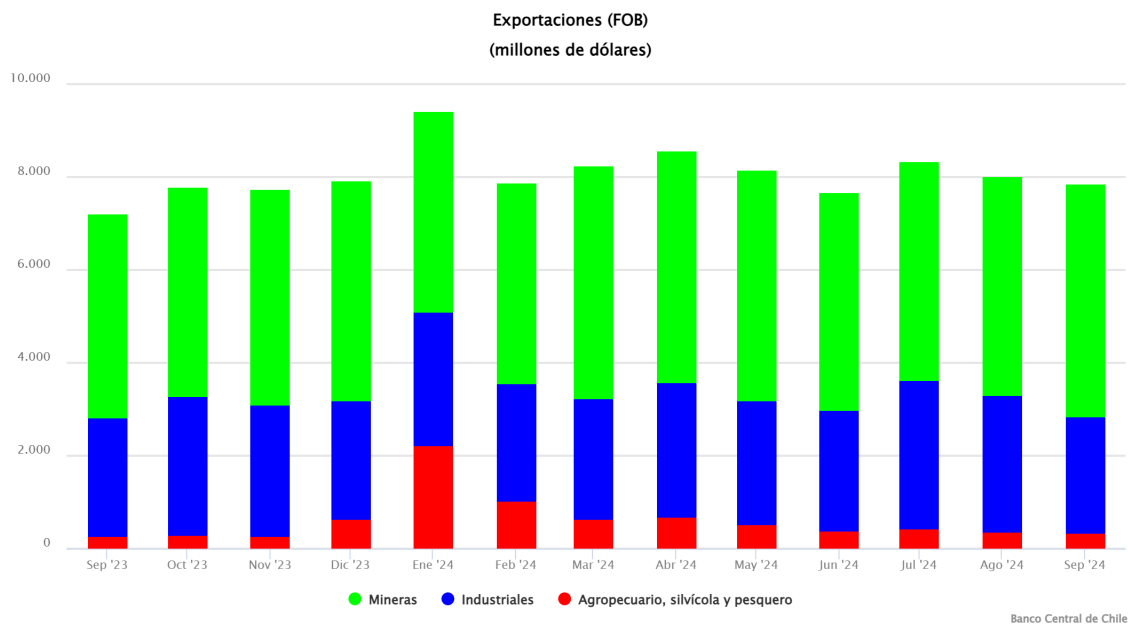


Figura 1: Exportaciones del último año a la fecha de Chile. Fuente: Banco Central de Chile

Las importaciones por otro lado están compuesta principalmente por bienes intermedios, los cuales son necesarios en la parte central de la cadena de valor. A continuación se muestra la data del año a la fecha.

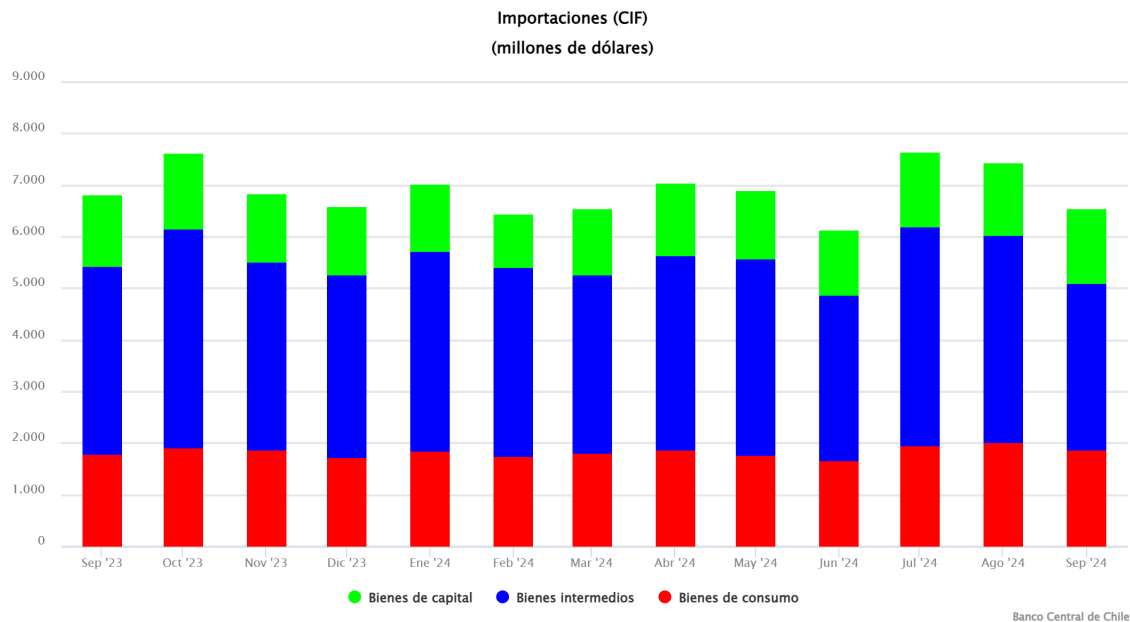


Figura 2: Gráfico del año a la fecha de las importaciones en Chile, de forma desagregada. Fuente: Banco Central de Chile.

La evolución de la balanza comercial en Chile ha mostrado fluctuaciones significativas a lo largo del tiempo, con períodos de superávit comercial durante fases de precios altos del cobre, y déficits en momentos de recesión global o caídas en los precios de los commodities. Las políticas de apertura comercial que ha implementado Chile, incluyendo numerosos tratados de libre comercio.

5.2.1.1. Política de tasa de interés en Chile En Chile, el Banco Central ha mantenido tradicionalmente un régimen de flotación cambiaria, lo que significa que el tipo de cambio está determinado por el mercado, aunque con intervenciones trimestrales para evitar excesivas volatilidades. Esta política ha permitido al país ajustarse mejor a las fluctuaciones del mercado internacional, pero también ha expuesto a la economía a las variaciones en el tipo de cambio real, las cuales afectan directamente a las exportaciones y la balanza comercial.

5.3 Tipo de cambio real

El tipo de cambio real tiene una gran influencia en la balanza comercial de un país, ya que este modela el precio de la canasta de servicios de un país con respecto al nivel de precios del país extranjero en cuestión. A diferencia del tipo de cambio nominal, que refleja simplemente el valor de una moneda frente a otra. En otras palabras, mide el poder adquisitivo relativo de las monedas entre dos economías.

La formula para calcularlo es la siguiente:

$$TCR = \frac{\text{Tipo de cambio nominal} \cdot \text{Nivel de precios extranjeros}}{\text{Nivel de precios domésticos}} \quad (1)$$

De la cual es trivial ver que aumentos en el tipo de cambio nominal, aumentan el tipo de cambio real.

Si el tipo de cambio real aumenta, significa que los bienes y servicios del país se han vuelto más caros en relación con el extranjero, lo que tiende a reducir las exportaciones y aumentar las importaciones. Por el contrario, una disminución en el TCR implica que los bienes domésticos se vuelven más competitivos en los mercados internacionales, impulsando las exportaciones y reduciendo las importaciones (Shirvani y Wilbratte, 1997), como hemos definido en secciones anteriores existen resultados mixtos sobre estos resultados en la literatura, principalmente debido a la temporalidad de este fenómeno.

Cuando el TCR está en niveles bajos, las exportaciones de un país tienden a ser más competitivas porque los productos locales son más baratos en el mercado internacional. Esto impulsa el crecimiento de las exportaciones y mejora la balanza comercial. Por otro lado, un TCR alto tiende

a encarecer los bienes nacionales en el exterior, reduciendo las exportaciones y perjudicando la balanza comercial.

De acuerdo con el Banco Central de Chile, las fluctuaciones del tipo de cambio real han sido un reflejo no solo de la oferta y demanda de divisas, sino también de factores como los precios del cobre en la bolsa de valores de Londres, los términos de intercambio, y las decisiones de política monetaria.

En el siguiente gráfico se muestra la serie de tiempo del tipo de cambio real en Chile, realizado por el Banco Central.



Figura 3: Gráfico desde 2003 del tipo de cambio real en Chile. Fuente: Banco Central de Chile

En el corto plazo, los efectos de un cambio en el tipo de cambio real pueden ser ambiguos. Aunque un aumento en el TCR puede encarecer las importaciones, las respuestas de la demanda pueden no ser inmediatas. Este es uno de los fundamentos de la Curva J, que describe cómo una depreciación inicial de la moneda tiende a empeorar la balanza comercial antes de mejorarla a largo plazo, una vez que los volúmenes de exportaciones e importaciones se ajustan a los nuevos

precios relativos.

5.4 Efecto curva J

El efecto de la Curva J es un fenómeno ampliamente estudiado en el campo de la economía internacional, aunque sin mucha literatura para Latinoamérica, este efecto describe la reacción de la balanza comercial ante una depreciación o devaluación de la moneda de un país. Este efecto sostiene que, tras una devaluación, la balanza comercial empeora en el corto plazo antes de mejorar en el largo plazo, formando así una curva en forma de J cuando se gráfica (Bahmani-Oskooee, 1985). La siguiente figura ilustra este comportamiento:

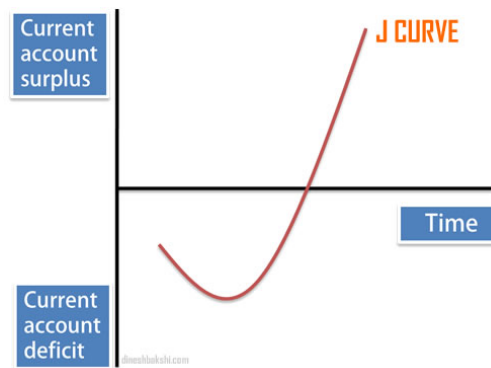


Figura 4: Ejemplo teórico del fenómeno de curva J

Inicialmente, una devaluación de la moneda encarece los bienes importados, aumentando el valor de las importaciones en términos de la moneda local, sin un cambio inmediato en los volúmenes exportados, lo cual se conoce como el efecto precio (Anju y Uma, 1999). A medida que el tiempo pasa, la demanda por productos nacionales más baratos en los mercados internacionales crece, lo que eventualmente conduce a un aumento de las exportaciones.

Revisando la literatura existente, existen diversos estudios, por ejemplo Bahmani-Oskooee y Kantipong (2001) demostró que en Tailandia, una devaluación bilateral entre el país y sus prin-

cipales socios comerciales condujo a un comportamiento consistente con la Curva J en el corto y largo plazo. Reforzando la idea de que este efecto se presenta principalmente en las economías emergentes.

El caso de Chile es muy especial, ya que según el Banco Central de Chile (2024) este país tiene una estructura principalmente de exportación de cobre, lo cual se asemeja mucho al caso de Petrović y Gligorić (2010), donde el país en estudio tiene una estructura de exportaciones concentrada en productos básicos, en el cual el país tiende a experimentar un impacto diferido en sus exportaciones tras una devaluación, debido a que la demanda de commodities es menos elástica que la de los bienes manufacturados.

5.5 Condición Marshall Lerner

Esta es una regla fundamental en la teoría del comercio internacional, la cual establece las circunstancias bajo las cuales una devaluación de la moneda de un país mejorará su balanza comercial, en términos de sus elasticidades. Según esta condición, para que una devaluación sea efectiva y mejore la balanza comercial, la suma de las elasticidades de demanda de las exportaciones e importaciones deben sumar mas que uno, la formulas son las siguientes:

$$|\epsilon_{exp}| + |\epsilon_{imp}| > 1 \quad (2)$$

Donde cada epsilon representa la elasticidad de la demanda de exportación e importación, respectivamente. Estas elasticidades se calculan de la siguiente manera:

$$\epsilon_{exp} = \frac{\partial Q_{exp}}{\partial P_{exp}} \cdot \frac{P_{exp}}{Q_{exp}} \quad (3)$$

Análogamente para el caso de la importación nos queda:

$$\epsilon_{imp} = \frac{\partial Q_{imp}}{\partial P_{imp}} \cdot \frac{P_{imp}}{Q_{imp}} \quad (4)$$

Esta relación implica que si la demanda de exportaciones e importaciones es suficientemente elástica, una devaluación hará que las exportaciones aumenten y las importaciones disminuyan en volumen, lo que llevará a una mejora de la balanza comercial.

Bahmani-Oskooee (1985) en su estudio sobre países en desarrollo, ofreció una de las primeras evidencias empíricas sobre el cumplimiento de la Condición de Marshall Lerner en economías emergentes. En su análisis, mostró que las elasticidades de la demanda de exportaciones e importaciones en algunos países en vías de desarrollo cumplieron con esta condición, lo que resultó en una mejora de la balanza comercial tras una devaluación. Luego en Bahmani-Oskooee y Alse (1994) se realizó un análisis adicional utilizando modelos de corrección de errores y cointegración para distinguir entre los efectos a corto y largo plazo de la devaluación. Encontraron que, si bien la condición de Marshall Lerner puede no cumplirse inmediatamente después de una devaluación, en el largo plazo, el ajuste en los volúmenes de exportaciones e importaciones tiende a mejorar la balanza comercial. Estas conclusiones son importantísimas, debido a que respaldan el cumplimiento del efecto de curva J, propuesto en la sección anterior.

Sin embargo, no siempre se cumple en todas las circunstancias. Rose y Yellen (1989), por ejemplo, cuestionaron la aplicabilidad universal de esta condición, argumentando que en algunos países desarrollados las elasticidades de demanda no son lo suficientemente grandes como para generar una mejora significativa en la balanza comercial tras una devaluación, si no que además son necesarios factores propios de las estructuras de los mercados de exportación y los acuerdos

comerciales. También Shirvani y Wilbratte (1997) señalaron que la balanza comercial es tan compleja que depende de una serie de factores adicionales.

5.6 Econometría de series de tiempo

La econometría de series de tiempo es una rama de la econometría que se ocupa del análisis de datos recogidos a lo largo del tiempo. Este tipo de análisis es esencial para entender las dinámicas económicas, ya que permite identificar patrones, tendencias y relaciones entre variables.

Para nuestro estudio es una rama importantísima, debido a que los datos transversales o de panel no son suficientes para ver la evolución entre las variables y su interrelación a lo largo del tiempo.

Una característica clave de las series de tiempo es la presencia de autocorrelación, que se refiere a la correlación de una variable consigo misma en diferentes momentos del tiempo. Esta propiedad es fundamental para la selección de modelos econométricos adecuados, ya que muchos modelos suponen que las observaciones son independientes entre sí. Por tanto, el análisis de la autocorrelación y la identificación de patrones estacionales son pasos cruciales en el estudio de series de tiempo (Gujarati, 2003).

5.6.1. Estacionariedad de las series de tiempo

La estacionariedad es una propiedad importantísima en el análisis de series de tiempo. Una serie temporal se considera estacionaria si sus características estadísticas, como la media, varianza y covarianza, son constantes a lo largo del tiempo, matemáticamente se puede ver de la siguiente forma:

$$E(Y_t) = \mu \tag{5}$$

$$Var(Y_t) = E((Y_t - \mu)^2) = \sigma^2 \quad (6)$$

$$\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (7)$$

La importancia radica en que si una serie de tiempo es no estacionaria, sólo podemos estudiar su comportamiento durante el periodo en consideración. Por tanto, cada conjunto de datos perteneciente a la serie de tiempo corresponderá a un episodio particular. En consecuencia, no es posible generalizar para otros periodos (Gujarati, 2003)

5.6.1.1. Función de autocorrelacion (FAC) Esta es una prueba sencilla donde se define inicialmente la FAC de la siguiente manera:

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0} \quad (8)$$

Donde γ_k = covarianza en el rezago k

Luego con esto bien definido, se procede a realizar el correlograma muestral, dentro del cual se añaden los valores FAC, los cuales oscilan entre -1 y 1. Un valor de 1 significa que existe una fuerte correlación positiva, entre el instante t y $t - k$, lo que implicar que el periodo t depende de su rezago, para el caso negativo el análisis es el mismo pero inverso.

Con la FAC bien definida, se procede a realizar el correlograma muestral, que es una representación gráfica de la autocorrelación en diferentes rezagos. Este gráfico permite visualizar las correlaciones entre los valores de la serie a lo largo del tiempo y es fundamental para la identificación de patrones estacionales o ciclos en los datos.

Para este método es importante la elección de la longitud del rezago, una regla propuesta en Gujarati (2003) es calcular la FAC hasta un tercio o una cuarta parte de la longitud de la serie

de tiempo.

5.6.1.2. Estadístico Ljung-Box (LB) Esta es una prueba de hipótesis que se basa en la prueba de Box-Pierce pero es mas robusta en series de tiempo con menos datos (Gujarati, 2003). En esta prueba el estadístico se define como:

$$Q_L = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k} \quad (9)$$

Donde:

- n es el total de observaciones
- m es el numero de rezagos
- $\hat{\rho}$ es la estimación de la autocorrelación muestral de los residuos en el rezago k

El estadístico LB sigue una distribución Ji cuadrada con ' m ' grados de libertad.

5.6.2. Raíz unitaria

El concepto de raíz unitaria es fundamental en la econometría de series de tiempo, ya que se relaciona directamente con la estacionariedad de las series. Una raíz unitaria se refiere a un valor propio específico de un proceso estocástico que implica que la serie temporal tiene una tendencia estocástica, es decir, que no es estacionaria en su nivel original. En términos más técnicos, una serie tiene una raíz unitaria si el proceso de generación de la serie incluye una componente de aleatoriedad que no desaparece con el tiempo (Dickey y Fuller, 1979).

5.6.2.1. Prueba de Dickey-Fuller aumentada (DFA) La prueba de Dickey-Fuller aumentada se basa en el siguiente modelo autorregresivo:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (10)$$

Con:

- y_t : la serie temporal en el tiempo t .
- Δy_t : la diferencia de y_t (es decir, $y_t - y_{t-1}$).
- α : una constante.
- βt : un término de tendencia lineal (opcional).
- ϕ : el coeficiente que se estima para evaluar la presencia de una raíz unitaria.
- δ_i : los coeficientes de los rezagos de la diferencia de la serie.
- ϵ_t : un término de error blanco.

La hipótesis nula de la prueba ADF es que la serie tiene una raíz unitaria, es decir, no es estacionaria ($\phi = 0$), mientras que la hipótesis alternativa es que la serie es estacionaria ($\phi < 0$)

5.7 Transformación de series de tiempo no estacionarias

Para los problemas de estacionariedad de las secciones anteriores existen diversos métodos de arreglo para poder obtener conclusiones acertadas en los modelos y evitar correlaciones espurias, sin embargo primero es necesario analizar con que tipo de no estacionariedad nos encontramos.

El método de transformación depende de que las series de tiempo sean procesos estacionarios en diferencias (PED) o procesos estacionarios con tendencia (PET) (Gujarati, 2003).

5.7.1. Procesos estacionarios en diferencias

Si la serie de tiempo tiene una raíz unitaria, es decir, $I(1)$, la solución es usar las primeras diferencias para volver a evaluar su estacionariedad, mientras que si la serie es $I(2)$, es decir, tiene dos raíces unitarias, será necesario diferenciar dos veces la variable.

5.7.2. Procesos estacionarios con tendencia

Cuando las series de tiempo son procesos estacionarios con tendencia (PET), la no estacionariedad está asociada a una tendencia determinista en lugar de una raíz unitaria.

Según Gujarati (2003), para solucionar esto la manera mas fácil es hacer la regresión de la serie sobre el tiempo, lo que hará que los residuos de la regresión serán estacionarios, esto se puede ver de la siguiente forma:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t \quad (11)$$

$$\hat{u}_t = Y_t - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 t \quad (12)$$

Donde $\hat{u}_t$ es la serie de tiempo sin tendencia

Alexander (2009) destaca la importancia de aplicar el tipo correcto de transformación para asegurar la estacionariedad de las series, evitando problemas de “hipodiferenciación” o “hiperdiferenciación”, que pueden impactar gravemente los resultados. Además, sugiere que la mayoría de los mercados financieros generan datos no estacionarios debido a una tendencia estocástica en lu-

gar de determinista. Por esta razón, recomienda que, para suprimir la tendencia, es más apropiado tomar las primeras diferencias, lo cual convierte los datos en estacionarios y permite trabajar con los rendimientos del mercado.

5.8 Modelos Econometricos

Los modelos Econometricos son herramientas fundamentales en el análisis económico, ya que permiten cuantificar relaciones entre variables y hacer inferencias sobre comportamientos y tendencias futuras, si los modelos están bien fundamentados, estos proveen una base solida para la toma de decisiones.

En este estudio se profundizaran modelos de series de tiempo y modelos de Cointegracion, esto debido a la naturaleza temporal de los datos.

5.8.1. Cointegración de series de tiempo

Esta parte juega un rol fundamental en el análisis de series de tiempo, debido a que la mayoría de las series de tiempo económicas son no estacionarias, la Cointegracion permite analizar las relaciones a largo plazo entre las distintas variables en estudio.

Esta técnica se basa en la idea de que por si solas las series de tiempo pueden ser no estacionarias, es decir, que exista presencia de al menos una raíz unitaria, pero puede existir una combinación lineal entre variables de ambas series de tiempo que permita la estacionariedad en su conjunto.

5.8.1.1. Método de Engle-Granger Engle y Granger (1987) fueron pioneros en el desarrollo de pruebas para esta teoría. Ellos crearon un enfoque de dos etapas para probar la cointegración entre dos series de tiempo, el primer paso es estimar la relación de regresión entre dos

series estacionarias del mismo orden, la cual se puede ver de la siguiente manera:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t \quad (13)$$

Con u_t como los residuos del modelo.

Luego se verifica si los residuos de la regresión son estacionarios, esto se puede realizar usando una de las pruebas de las secciones anteriores, como lo es la prueba de Dickey-Fuller. El único problema de esta prueba para este caso es que DF difiere un poco en los valores críticos, dado que la u_t estimada se basa en el parámetro de cointegración β , de ahí otra contribución de Engle y Granger (1987), los cuales calcularon los valores críticos oficiales.

Una limitación de este método es que solo se puede aplicar con dos series de tiempo, no permite la cointegración múltiple de series de tiempo.

Es por esto que Johansen (1988) propone un método usando modelos VAR, los cuales se definen formalmente en la siguiente sección, sin embargo para el método ya nos encontramos en condiciones de poder resolver, el cual se ilustra a continuación.

5.8.1.2. Método de Johansen Entonces para superar las limitaciones del método de Engle-Granger, Johansen (1988) desarrolló un enfoque multivariado basado en modelos de vectores autorregresivos (VAR) que permite probar la cointegración entre varias series de tiempo simultáneamente. El método de Johansen utiliza los vectores de cointegración, que son combinaciones lineales de las series que resultan estacionarias, y emplea métodos estadísticos como la prueba de traza y la prueba de máximo valor propio para determinar el número de relaciones que están cointegradas.

5.8.2. Error Correction Model

Los Modelos de Corrección de Errores (ECM) son una herramienta econométrica utilizada para modelar relaciones de corto y largo plazo entre variables económicas, particularmente cuando estas son no estacionarias pero están cointegradas. Introducidos por Engle y Granger (1987), los ECM permiten capturar el ajuste hacia el equilibrio de largo plazo mientras representan las dinámicas de corto plazo en las series de tiempo. La importancia entonces de estos modelos radica en las relaciones de corto plazo, lo cual es fundamental para probar el efecto de curva "J" mencionado anteriormente.

Los ECM incorporan las desviaciones que existen en el corto plazo entre dos o mas series de tiempo cointegradas mediante un término de corrección de errores, que mide la diferencia entre los valores observados y el equilibrio esperado. Este término asegura que las variables converjan hacia su relación de largo plazo, la cual esta intrínsecamente ligada al tiempo de la serie, incluso si hay fluctuaciones temporales.

Para el caso de dos series, que en nuestro caso de estudio tenemos la serie de tiempo de la balanza comercial y la del tipo de cambio real, nos queda de la siguiente forma.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta \Delta X_t + \gamma (Y_{t-1} - \theta X_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (14)$$

Notar que las series Y_t e X_t se muestran como primeras diferencias para transformar el típico problema de estacionariedad mencionado en las secciones anteriores. Además tenemos los siguientes términos:

- $\gamma (Y_{t-1} - \theta X_{t-1})$: Término de corrección de errores.

- γ : Término de velocidad de convergencia de las series de tiempo.
- α : Constante del modelo.
- ε_t : Término de error del modelo

El término de corrección de errores representa el desequilibrio en el periodo anterior entre las variables. Si este término es positivo, significa que está por encima de su equilibrio de largo plazo, y el modelo ajustará a la baja en el periodo actual. Si es negativo, el ajuste será al alza. El coeficiente γ mide la proporción del desequilibrio corregido en cada periodo.

La metodología para realizar estos modelos puede ser la propuesta por Engle y Granger (1987) en el caso de dos series de tiempo, mientras que para el caso de multi análisis se puede usar la metodología propuesta por Johansen (1988)

Algunas ventajas de estos modelos son la robustez, ya que capturan variaciones a corto plazo, pero también incorporando el efecto de convergencia a largo plazo. También esto le da flexibilidad en los resultados y evita el problema de correlaciones espurias. Por otro lado una limitación puede ser la dependencia de la cointegración de los datos.

Nuestro análisis hasta acá ha supuesto que las series en estudio son no estacionarias, ya que la mayoría de las series de tiempo en economía son no estacionarias, sin embargo este no siempre es el caso en estudio, por lo que en las siguientes secciones se analizarán las bases teóricas de los modelos menos robustos pero no por eso menos importantes de series de tiempo estacionarias.

5.8.3. Modelos MA

Los Modelos de Promedio Móvil (MA) son una de las técnicas más básicas en el análisis de series de tiempo, diseñados para capturar la influencia de los errores pasados en la variable de

interés. En este estudio no se abordaran mucho este tipo de modelos, pero es importante definirlos como base de algunos de los modelos que se definirán en secciones posteriores,

En un modelo MA de orden Q, denotado como MA(Q), el valor actual de la serie Y se expresa como una combinación lineal de errores pasados y un término de error actual.

La formula general de estos modelos, propuesta en (Gujarati, 2003) es:

$$Y_t = \mu + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1} + \beta_2 u_{t-2} + \cdots + \beta_q u_{t-q} \quad (15)$$

Donde:

- Y_t : variable dependiente en el tiempo t .
- μ : constante o término de intercepto.
- β_i : coeficientes asociados a los rezagos de la variable u_t .
- u_i : términos de error o residuos en el tiempo i .
- q : número de rezagos considerados en el modelo.

5.8.4. Modelos VAR

Los Modelos VAR (Vector Autoregressive Models) son una técnica econométrica ampliamente utilizada para analizar sistemas dinámicos multivariados en los que varias variables dependen de sus propios valores pasados y de los valores pasados de otras variables en el sistema.

Estos modelos pueden tener desde 1 rezago hasta P rezagos. En Gujarati (2003) se encuentra una explicación detallada paso a paso, para hacer este salto de complejidad. Para efectos

de nuestro estudio desarrollaremos la formula general, la cual corresponde a un modelo VAR(P), donde P es el numero de rezagos. La formula es la siguiente:

$$(Y_t - \delta) = \alpha_1(Y_{t-1} - \delta) + \alpha_2(Y_{t-2} - \delta) + \dots + \alpha_p(Y_{t-p} - \delta) + u_t \quad (16)$$

Donde

- δ : Es la media de Y.
- α_i : Es el coeficiente de cada rezago.
- u_t : Es el termino de ruido blanco o error.

Algunas limitaciones de estos modelos son que los términos son lineales, los términos del error no pueden estar correlacionados y la serie debe ser estacionaria, infringir estos supuestos puede tener implicatorias graves en la fiabilidad de los resultados (Gujarati, 2003).

Estos modelos son ampliamente utilizados en las ramas económicas para dar respuesta y explicar cientos de resultados.

Una combinación para evadir la restricción de estacionariedad es la combinación de los modelos VAR y MA, donde MA son los modelos de medias móviles, al combinar estos dos tipos de modelo, se crean los famosos modelos ARIMA.

5.8.5. Modelos ARIMA

Los Modelos ARIMA son una de las metodologías más utilizadas en el análisis de series de tiempo para modelar datos univariados y realizar predicciones. Box y Jenkins (1970) hicieron famosos estos modelos, los cuales son capaces de capturar las dependencias temporales en los datos

a través de componentes autoregresivos, de cointegración y de promedios móviles. Su principal fortaleza radica en su capacidad para manejar series estacionarias y no estacionarias mediante los procesos de diferenciación estudiados en las secciones anteriores.

En la mayoría de los casos decimos que la serie de tiempo original es un modelo ARIMA(P, D, Q), lo cual quiere decir que se trata de una serie de tiempo autorregresiva integrada de promedios móviles, donde P denota el número de términos autorregresivos, D el número de veces que la serie debe diferenciarse para hacerse estacionaria y Q el número de términos de promedios móviles (Gujarati, 2003).

La formula general de estos modelos es:

$$\phi(B)(1 - B)^d Y_t = \theta(B)\varepsilon_t \quad (17)$$

Donde:

- $\phi(B)$: Polinomio de rezagos para el término autorregresivo (AR).
- $(1 - B)^d$: Operador de diferenciación que transforma la serie en estacionaria.
- $\theta(B)$: Polinomio de rezagos para el término de promedio móvil (MA).
- Y_t : Serie de tiempo en el periodo t .
- ε_t : Término de error blanco con media cero y varianza constante.

Box y Jenkins (1970) proponen una metodología para obtener todos los parámetros importantes para el estudio de pronósticos, esta metodología se muestra en Gujarati (2003) de manera mas ilustrativa, la cual se muestra en la siguiente figura:

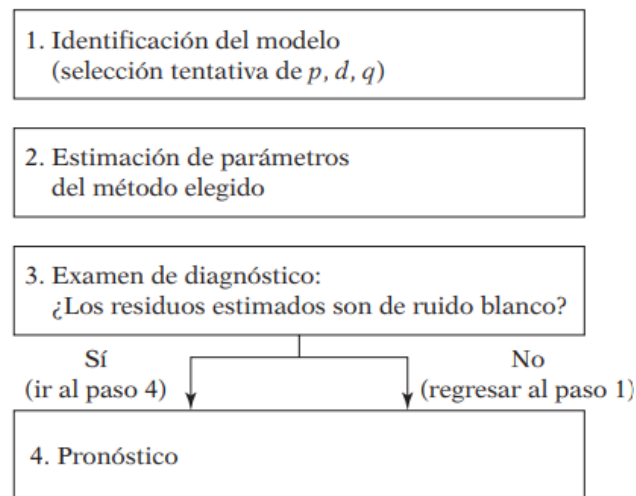


Figura 5: Metodología de 4 pasos de Box-Jenkins

5.9 Enfoque ARDL

El enfoque Autoregressive Distributed Lag (ARDL) propuesto por Pesaran y Shin (1995) ha tomado relevancia en los estudios aplicados a economías en desarrollo, especialmente en el análisis de relaciones dinámicas entre variables macroeconómicas, como el tipo de cambio real y la balanza comercial, el cual es el enfoque en este estudio. Este método permite modelar simultáneamente las relaciones de corto y largo plazo, integrando la estructura de corrección de errores dentro del marco de regresión.

A diferencia de otros métodos de cointegración vistos anteriormente como el de Engle-Granger o Johansen, el modelo ARDL no requiere que todas las series sean integradas del mismo orden, lo que representa una ventaja considerable, ya que la robustez del modelo permite que las variables puedan ser estacionarias en nivel $I(0)$ y otras en primera diferencia $I(1)$. Esta característica lo hace particularmente útil en economías emergentes, donde los datos pueden presentar estructuras mixtas de integración y problemas de estacionariedad.

En el contexto de esta investigación, el modelo ARDL se utilizará para evaluar la relación

dinámica entre el tipo de cambio real y la balanza comercial de Chile, permitiendo comprobar empíricamente la existencia del efecto de la Curva J. Esta metodología será clave para identificar tanto la respuesta inmediata de la balanza comercial ante variaciones del tipo de cambio real como su comportamiento sostenido en el largo plazo.

5.10 Enfoque NARDL

El enfoque NARDL (Nonlinear Autoregressive Distributed Lag) fue desarrollado por Shin et al. (2014) con el objetivo de modelar relaciones asimétricas tanto en el corto como en el largo plazo entre variables económicas. A diferencia del modelo ARDL tradicional, que supone efectos simétricos entre los cambios positivos y negativos de una variable explicativa, el enfoque NARDL permite descomponer dichas variaciones y evaluar si, por ejemplo, una depreciación del tipo de cambio real tiene un impacto diferente sobre la balanza comercial que una apreciación de la misma magnitud.

En Nusair (2017), se estudian precisamente estos efectos asimétricos aplicando el modelo NARDL a una muestra de países asiáticos, encontrando evidencia de que los efectos de las depreciaciones y apreciaciones pueden diferir significativamente tanto en magnitud como en dirección. Esta metodología resulta especialmente útil en estudios sobre la Curva J, ya que permite capturar dinámicas no lineales consistentes con la hipótesis teórica de un deterioro inicial de la balanza comercial tras una depreciación, seguido de una mejora en el largo plazo.

La principal ventaja del modelo NARDL es su capacidad para capturar cointegración asimétrica, lo cual lo hace apropiado para investigar fenómenos económicos donde los ajustes no son uniformes ante shocks positivos o negativos. En el contexto de esta investigación, su aplicación permite contrastar si los efectos del tipo de cambio real sobre la balanza comercial de Chile pre-

sentan dicha asimetría, complementando así los resultados obtenidos mediante el enfoque ARDL lineal.

Las ecuaciones que modelan esta asimetría son:

$$TCR_t^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta TCR_j, 0) \quad (18)$$

$$TCR_t^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta TCR_j, 0) \quad (19)$$

5.10.1. Pruebas de Wald

Para evaluar si las asimetrías en los efectos del tipo de cambio real son estadísticamente significativas, se aplica la prueba de Wald. Esta prueba permite contrastar hipótesis lineales sobre los coeficientes estimados del modelo NARDL, tanto en el corto como en el largo plazo.

En particular, para detectar asimetrías en el corto plazo, se contrastan las siguientes hipótesis:

$$H_0 : \sum_{j=0}^q \theta_j^+ = \sum_{j=0}^p \theta_j^- \quad (\text{asimetría de corto plazo}) \quad (20)$$

Mientras que para el largo plazo, la hipótesis nula es:

$$H_0 : \phi_2^+ = \phi_2^- \quad (\text{asimetría de largo plazo}) \quad (21)$$

Rechazar cualquiera de estas hipótesis nulas indica la existencia de efectos asimétricos entre las depreciaciones y apreciaciones del tipo de cambio real sobre la balanza comercial. Esto



justificaría el uso del enfoque no lineal NARDL.

6 Metodología

El presente estudio adopta un enfoque econométrico cuantitativo, utilizando modelos de series de tiempo para analizar la relación entre el tipo de cambio real y la balanza comercial de Chile, considerando además el efecto dinámico conocido como la Curva J. El objetivo es estimar cómo esta relación se manifiesta tanto en el corto como en el largo plazo, a través de la implementación de un modelo Autoregressive Distributed Lag (ARDL) y luego no linealizar la variable para pasar a un Non-Linear Autoregressive Distributed Lag (NARDL).

La elección de este enfoque metodológico se fundamenta en las ventajas que ofrece el modelo ARDL frente a otros métodos de cointegración, especialmente en estudios con tamaño de muestra limitado o variables mixtas entre $I(0)$ e $I(1)$. Esta metodología, propuesta por Pesaran y Shin (1995), permite capturar de forma simultánea los efectos transitorios y permanentes de las variables explicativas sobre la variable dependiente.

El análisis se desarrollará para el caso chileno utilizando datos trimestrales entre el primer trimestre del año 1995 y el cuarto trimestre de 2024 con excepción de los países de la Eurozona que la data parte desde 1999 con la unificación del Euro como moneda común, aumentar la banda de tiempo en estudio permite observar con mayor precisión las respuestas temporales y estructurales del comercio exterior frente a variaciones en el tipo de cambio real. De este modo, se busca replicar y adaptar el enfoque aplicado por Bahmani-Oskooee y Kantipong (2001) al contexto de Chile, empleando datos bilaterales con los principales 7 socios comerciales de Chile, considerando todas las zonas geográficas del mundo.

Todo este estudio se realizara en el software de análisis de series de tiempo Eviews 12, la cual es de las herramientas mas potentes para este tipo de análisis en el mercado. Por otro lado, para

algunos análisis mas del tipo gráfico o donde la versión de Eviews tenga limitaciones se usara el lenguaje de programación Python, específicamente librerías como Pandas, que permiten manejo de datos de grandes volúmenes, se programara mediante cuadernos del entorno de Jupyter Notebook, la cual es una herramienta potente de análisis de todo tipo.

La siguiente tabla muestra los 7 principales socios comerciales de Chile para el año 2024, según nivel de exportaciones, expresado en millones de dólares.

Tabla 1: Exportaciones e importaciones de Chile para cada socio comercial en el año 2024 (En millones de dólares)

Socio Comercial	Exportaciones (FOB)	Importaciones (CIF)
China	37624,21	21166,3
USA	15615,06	16020,93
Japón	8246,36	2040,62
Brasil	5065,93	7494,27
Alemania	1155,52	2666,66
México	1736,74	1936,46
España	1834,09	1907,52
Mundo	99164,97	84261,87

Fuente: Elaboración propia con datos del Fondo Monetario Internacional (2025).

También se puede observar por participación de mercado en la siguiente tabla:

Tabla 2: Participación de las exportaciones de Chile por socio comercial en 2024 (en porcentaje)

Socio Comercial	Participación (%)
China	31,52
Estados Unidos	18,57
Brasil	7,51
Japón	4,77
Alemania	3,17
México	3,14
España	2,37

Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile (2024).

6.1 Diseño general

Este estudio se enmarca dentro de un enfoque cuantitativo, de tipo explicativo y longitudinal, basado en la aplicación de técnicas econométricas para el análisis de series de tiempo. Su propósito es modelar la relación entre el tipo de cambio real y la balanza comercial de Chile, incorporando además variables relevantes como lo son el producto interno bruto real (PIB) nacional, el PIB real de los principales socios comerciales y el tipo de cambio real entre Chile y sus socios comerciales

La elección de un diseño explicativo responde a la intención de identificar relaciones causales entre las variables estudiadas, mientras que el carácter longitudinal se justifica en el uso de datos trimestrales que permiten capturar la dinámica temporal de dichas relaciones en un horizonte extenso, desde el 01-01-1995 hasta el 31-12-2024, considerándose un total de 120 observaciones.

Dentro de este marco, se adopta el enfoque econométrico ARDL (Autoregressive Distributed Lag), como herramienta principal de estimación. Este modelo permite evaluar simultáneamente los efectos de corto y largo plazo entre variables, sin requerir que todas ellas sean integradas del mismo orden. Esta característica representa una ventaja significativa frente a otros enfoques de cointegración más restrictivos, como los métodos de Engle-Granger o Johansen, y lo convierte en una opción metodológica robusta y flexible para el análisis de relaciones macroeconómicas en contextos con estructuras mixtas de integración.

Asimismo, la metodología ARDL es especialmente adecuada en contextos con muestras relativamente pequeñas, como es el caso de este estudio, ya que proporciona estimaciones consistentes y eficientes bajo supuestos menos exigentes.

El análisis se realizará de manera bilateral, considerando la balanza comercial entre Chile y

sus principales socios comerciales, lo cual permite capturar los efectos específicos de cada relación comercial sobre la variable dependiente. Esta desagregación bilateral proporciona mayor precisión en la estimación de los coeficientes y permite explorar con mayor profundidad la existencia del efecto Curva J en cada caso.

Las bases de datos fueron obtenidas desde:

Tabla 3: Descripción de fuentes de las variables utilizadas

Variable	DATA	Referencia
Exportaciones FOB	IMF	International Trade in Goods
Importaciones CIF	IMF	International Trade in Goods
PIB Chile (Real)	IMF ; Banco Mundial	National Economic Accounts
PIB socios comerciales (Real)	IMF ; Banco Mundial	National Economic Accounts
CPI Chile	IMF	Consumer Price Index (CPI)
CPI socios comerciales	IMF	Consumer Price Index (CPI)
TDC bilateral	Banco Central de Chile	–
Tipo de cambio real	Construido (CPI, TDC)	–

Fuente: Elaboración propia.

6.2 Definición modelo de balanza comercial

El modelo econométrico que se utiliza en este estudio se basa en la formulación propuesta inicialmente por Bahmani-Oskooee y Brooks (1999) que después fue usada por diversos autores como Bahmani-Oskooee y Kantipong (2001), Halicioglu (2008), Bahmani-Oskooee y Gelan (2012) quienes modelan la balanza comercial bilateral como una función del ingreso doméstico, el ingreso del socio comercial y el tipo de cambio real bilateral. Esta estructura permite capturar tanto los determinantes internos como externos del desempeño comercial de un país, además del efecto directo de la competitividad cambiaria.

La versión reducida y log-lineal del modelo puede expresarse de la siguiente forma:

$$\ln(TB_{i,t}) = \alpha + \beta_1 \ln(Y_{Chile,t}) + \beta_2 \ln(Y_{i,t}^*) + \beta_3 \ln(REX_{i,t}) + \varepsilon_t \quad (22)$$

Donde:

- $\ln(TB_{i,t})$: Logaritmo de la balanza comercial bilateral de Chile con el país i , medida como la razón entre exportaciones e importaciones ($X_{i,t}/M_{i,t}$).
- $\ln(Y_{CHL,t})$: Logaritmo del PIB real de Chile en el periodo t .
- $\ln(Y_{i,t}^*)$: Logaritmo del PIB real del socio comercial i .
- $\ln(REX_{i,t})$: Logaritmo del tipo de cambio real bilateral entre Chile y el país i .
- ε_t : Término de error estocástico.

Esta especificación permite analizar cómo los cambios en el nivel de ingreso interno, la demanda externa y el tipo de cambio real afectan la balanza comercial. Además, el uso de logaritmos naturales permite interpretar los coeficientes estimados como elasticidades. Un valor positivo en β_3 , por ejemplo, sugiere que una depreciación real del peso chileno mejora la balanza comercial, lo que es consistente con la teoría económica y con la hipótesis del efecto Curva J en el largo plazo.

Este modelo sirve solo como base para la posterior formulación ARDL, dado que tiene muchos errores de especificación, problemas que se resuelven con la formulación ARDL ECM la cual permite distinguir entre los efectos de corto y largo plazo, lo cual será detallado en las siguientes secciones.

6.2.1. Variables del modelo

6.2.1.1. REX La variable REX representa el tipo de cambio real bilateral entre Chile y cada uno de sus principales socios comerciales. Esta variable se construye a partir del tipo de cambio nominal bilateral, ajustado por los niveles de precios relativos entre Chile y el país socio, según la siguiente expresión:

$$REX_{i,t} = \left(\frac{E_{i,t} \cdot P_{i,t}^*}{P_t} \right)$$

Donde:

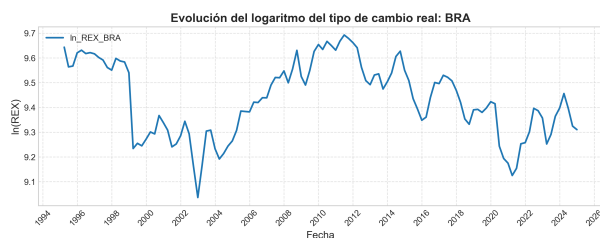
- $E_{i,t}$: tipo de cambio nominal bilateral (número de pesos chilenos por unidad de moneda del país i) en el periodo t .
- $P_{i,t}^*$: índice de precios al consumidor (IPC) del país i en el periodo t .
- P_t : índice de precios al consumidor de Chile en el periodo t .

Un aumento en $REX_{i,t}$ indica una depreciación real del peso chileno frente a la moneda del país i , lo cual, en teoría, debería mejorar la competitividad de las exportaciones chilenas e incentivar la sustitución de importaciones. Este comportamiento está directamente relacionado con el análisis del efecto Curva J.

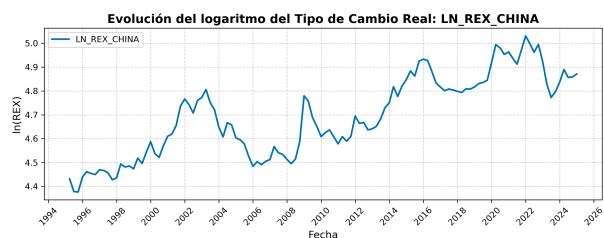
Para efectos de estimación econométrica, se utiliza la forma logarítmica natural de esta variable, denotada como $\ln(REX_{i,t})$, lo que permite interpretar los coeficientes como elasticidades y reducir posibles problemas de heterocedasticidad, además de eliminar las unidades de la variable. Los gráficos de esta variable para los principales socios comerciales (Brasil, China, Japón y

EE.UU.) se presentan en la Figura 6.

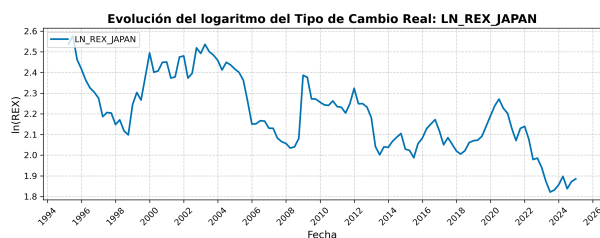
A continuación se muestra de manera gráfica la evolución del tipo de cambio en su forma logarítmica para ver temas de elasticidades sin unidades de medida.



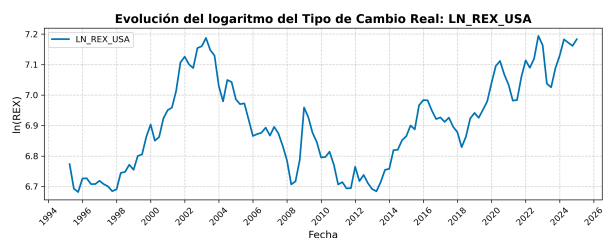
(a) Evolución del $\ln(REX)$ con Brasil



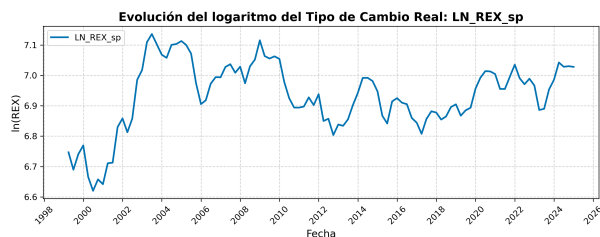
(b) Evolución del $\ln(REX)$ con China



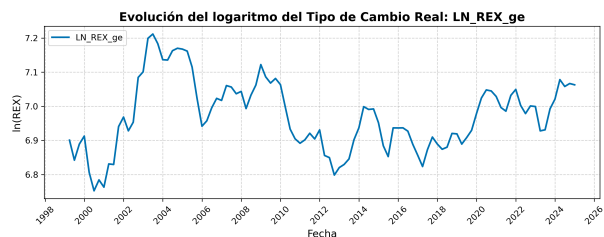
(c) Evolución del $\ln(REX)$ con Japón



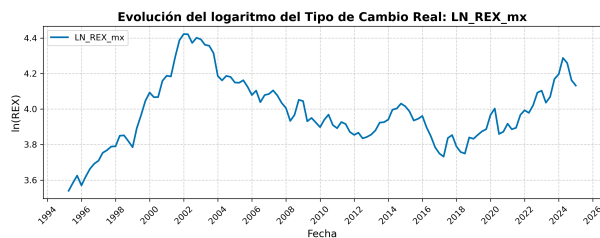
(d) Evolución del $\ln(REX)$ con EE.UU.



(e) Evolución del $\ln(REX)$ con España



(f) Evolución del $\ln(REX)$ con Alemania



(g) Evolución del $\ln(REX)$ con México

Figura 6: Evolución del tipo de cambio real bilateral (logarítmico) con los principales socios comerciales de Chile

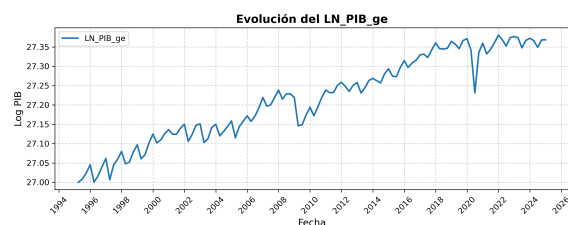
6.2.1.2. PIB Real El PIB de los socios comerciales, denotado como $Y_{i,t}^*$, representa el nivel de ingreso real de cada país i con el que Chile mantiene relaciones comerciales significativas. Al igual que en el caso chileno, se utilizan valores reales, expresados como índices base 100, y transformados mediante logaritmo natural: $\ln(Y_{i,t}^*)$.

Esta variable refleja la capacidad de demanda externa hacia los productos chilenos. Un mayor ingreso en los países socios debería estimular sus importaciones desde Chile, generando un efecto positivo sobre la balanza comercial chilena. Por tanto, se espera un coeficiente positivo asociado a esta variable en la estimación econométrica.

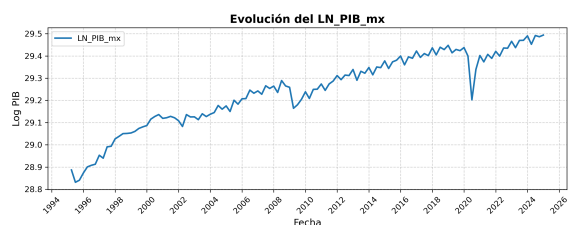
Los datos fueron obtenidos inicialmente desde el Fondo Monetario Internacional (IMF). Sin embargo, se identificaron brechas en la serie temporal para dos socios clave: China (sin datos desde 2011) y Estados Unidos (sin datos desde 2003). Para resolver esta limitación, se recurrió a las series del Banco Mundial, las cuales estaban disponibles únicamente en formato anual.

Para lograr la compatibilidad con el resto del análisis trimestral, se realizó un proceso de desagregación temporal mediante interpolación utilizando técnicas de análisis de datos en Python. Esta transformación permitió generar series trimestrales consistentes a partir de las observaciones anuales, conservando la tendencia de largo plazo de los datos originales y asegurando la continuidad de la serie.

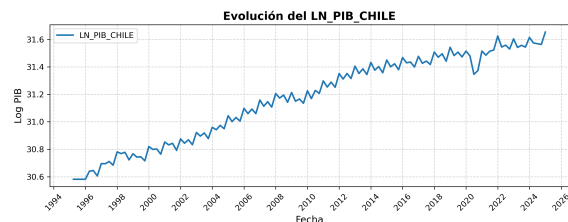
A continuación se muestran los gráficos de las series de tiempo del PIB real en su forma logarítmica.



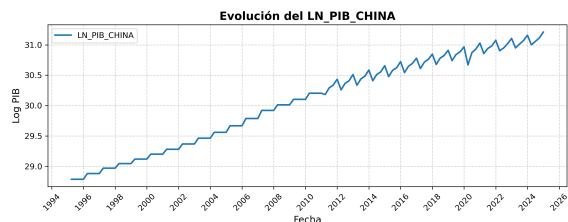
(a) PIB Alemania



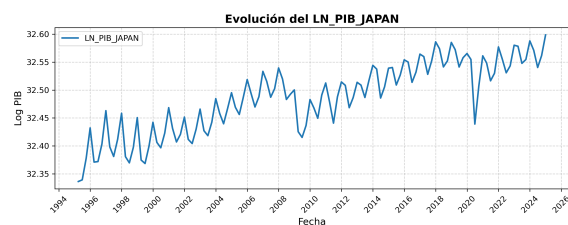
(b) PIB México



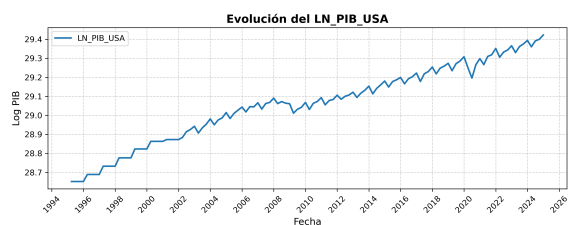
(c) PIB Chile



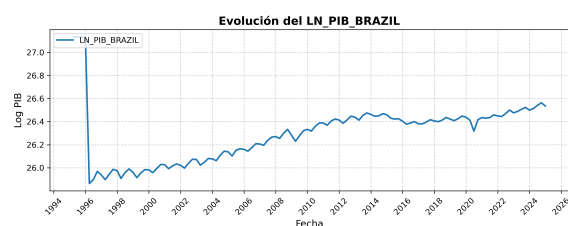
(d) PIB China



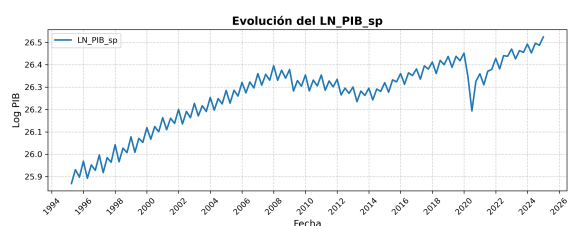
(e) PIB Japón



(f) PIB Estados Unidos



(g) PIB Brasil



(h) PIB España

Figura 7: Evolución del logaritmo natural del PIB de Chile y sus socios comerciales (1995–2024)

6.2.1.3. Trade Balance La balanza comercial bilateral (*Trade Balance*, TB) mide la relación entre las exportaciones y las importaciones de Chile con cada uno de sus principales socios comerciales. En esta investigación, y siguiendo la metodología propuesta por Bahmani-Oskooee y Kantipong (2001), se construye el indicador como la razón entre las exportaciones *Free on Board* (FOB) y las importaciones *Cost, Insurance and Freight* (CIF), ambas expresadas en

dólares estadounidenses:

$$TB_{j,t} = \frac{X_{j,t}}{M_{j,t}} \quad (23)$$

donde $X_{j,t}$ representa las exportaciones de Chile hacia el país j en el trimestre t , y $M_{j,t}$ corresponde a las importaciones desde ese mismo país en igual período.

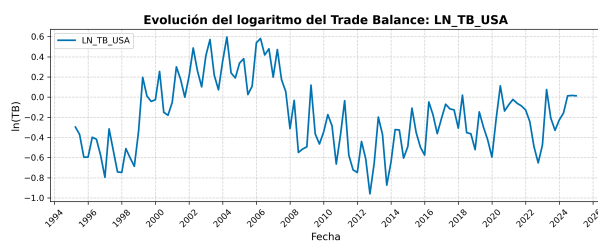
Para asegurar la consistencia con el modelo ARDL y facilitar la interpretación de elasticidades, la variable es transformada mediante logaritmo natural:

$$\ln TB_{j,t} = \ln X_{j,t} - \ln M_{j,t} \quad (24)$$

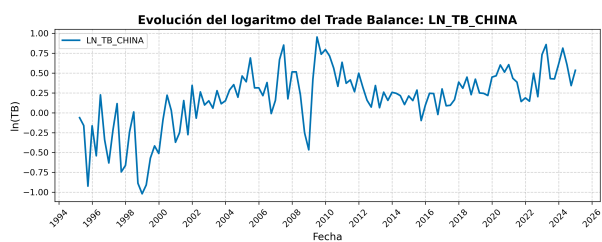
Esta transformación elimina las unidades monetarias, estabiliza la varianza de la serie y permite que los coeficientes estimados sean interpretados como elasticidades ingreso o tipo de cambio en el contexto bilateral. Estudios previos avalan esta metodología para la creación de la variable, ya que aseguran que si no se hace de esta manera los resultados posteriores pueden ser sensibles a las unidades de medida (Bahmani-Oskooee y Alse, 1994)

Los datos utilizados provienen del *International Monetary Fund* (IMF), a través de su base *International Trade in Goods*, y fueron consolidados en frecuencia trimestral para el período 1995–2024.

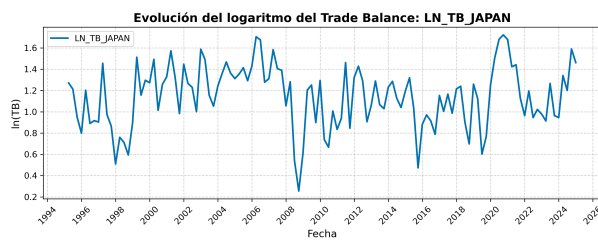
A continuación se muestran los valores graficados usando Python



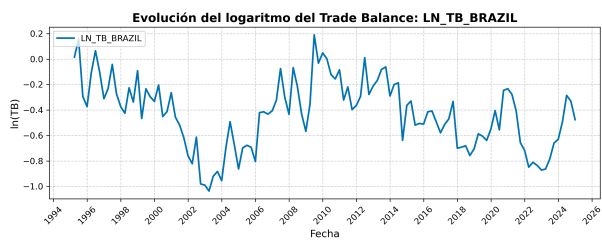
(a) Estados Unidos



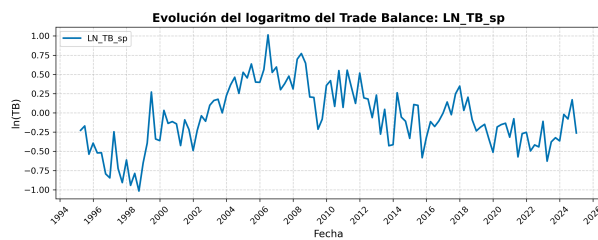
(b) China



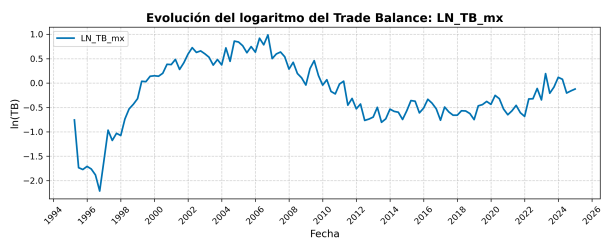
(c) Japón



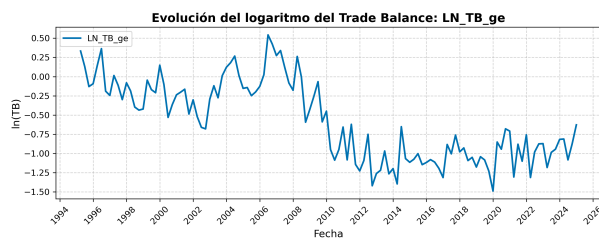
(d) Brasil



(e) España



(f) México



(g) Alemania

Figura 8: Evolución del logaritmo natural del Trade Balance de Chile con sus principales socios comerciales (1995–2024)

6.3 Especificación modelo ARDL

Siguiendo Pesaran y Shin (1995) y Pesaran et al. (2001) se estima un modelo Autoregresive Distributed Lag (ARDL) con el objetivo de capturar tanto la dinámica de corto plazo como

la relación de equilibrio de largo plazo entre la balanza comercial bilateral y sus determinantes fundamentales.

La especificación general del modelo ARDL para la relación bilateral entre Chile y cada socio comercial i se puede expresar como:

$$\begin{aligned}\Delta \ln(TB_{i,t}) = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta \ln(TB_{i,t-j}) + \sum_{j=0}^q \delta_j \Delta \ln(Y_{CHL,t-j}) \\ & + \sum_{j=0}^r \delta_j \Delta \ln(Y_{i,t-j}^*) + \sum_{j=0}^s \delta_j \Delta \ln(REX_{i,t-j}) \\ & + \phi_1 \ln(TB_{i,t-1}) + \phi_2 \ln(Y_{CHL,t-1}) + \phi_3 \ln(Y_{i,t-1}^*) + \phi_4 \ln(REX_{i,t-1}) + \varepsilon_t\end{aligned}\tag{25}$$

Donde:

- Δ denota la primera diferencia.
- p, q, r, s son los rezagos óptimos seleccionados para cada variable, determinados según criterios de información de mayor R cuadrado ajustado.
- Los coeficientes δ capturan los efectos de corto plazo.
- Los coeficientes ϕ representan los efectos de largo plazo y se usan para el test de cointegración mediante el enfoque de límites, es importante destacar que en nuestro análisis usaremos estos coeficientes normalizados.
- ε_t es un término de error aleatorio con media cero y varianza constante.

El enfoque ARDL permite estimar relaciones cointegradas incluso cuando las variables explicativas son una combinación de integradas en nivel $I(0)$ y en primera diferencia $I(1)$, pero no $I(2)$, lo que hace que esta metodología sea particularmente adecuada para estudios como el presente, donde la estacionariedad de las variables puede ser mixta.

Una vez determinada la existencia de cointegración entre las variables, se puede derivar el modelo de corrección de errores (ECM), el cual se expone en la siguiente sección.

6.3.1. Modelo de corrección de errores (ECM)

Una vez establecida la existencia de una relación de cointegración entre las variables mediante el enfoque ARDL, es posible reformular el modelo en términos de un modelo de corrección de errores (ECM). Este modelo permite distinguir explícitamente entre los efectos de corto plazo y el proceso de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo.

El ECM asociado al modelo ARDL especificado anteriormente se presenta de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}\Delta \ln(TB_{i,t}) = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta \ln(TB_{i,t-j}) + \sum_{j=0}^q \delta_j \Delta \ln(Y_{CHL,t-j}) \\ & + \sum_{j=0}^r \delta_j \Delta \ln(Y_{i,t-j}^*) + \sum_{j=0}^s \delta_j \Delta \ln(REX_{i,t-j}) \\ & + \lambda \cdot ECT_{i,t-1} + \varepsilon_t\end{aligned}\tag{26}$$

Donde:

- $\Delta \ln(TB_{i,t})$: cambio en el logaritmo de la balanza comercial bilateral entre Chile y el país i .

- δ_{kj} : coeficientes que representan los efectos de corto plazo de las variables explicativas.
- $ECT_{i,t-1}$: término de corrección del error, obtenido de la estimación del residuo de largo plazo del modelo ARDL (es decir, la relación en niveles entre las variables).
- λ : coeficiente de ajuste del término de corrección de error. Se espera que $\lambda < 0$, lo cual indicaría que las desviaciones respecto del equilibrio de largo plazo se corrigen parcialmente en cada periodo.
- ε_t : término de error aleatorio.

Este modelo refleja cómo las perturbaciones de corto plazo en las variables explicativas afectan la balanza comercial, mientras que el término $ECT_{i,t-1}$ mide la velocidad de convergencia hacia el equilibrio de largo plazo. La significancia y signo del parámetro λ son fundamentales para validar la existencia de un mecanismo de ajuste dinámico, lo cual es esencial para evaluar el efecto Curva J en un contexto de desequilibrio temporal.

6.4 Especificación Modelo NARDL

Luego, con el modelo ARDL bien definido, se procede a incorporar la posibilidad de una relación no lineal y asimétrica entre el tipo de cambio real y la balanza comercial. En particular, se permite que las depreciaciones del tipo de cambio tengan un impacto diferente al de las apreciaciones, tanto en magnitud como en dirección. Este enfoque, conocido como modelo NARDL (Nonlinear Autoregressive Distributed Lag), fue desarrollado por Shin et al. (2014) y aplicado posteriormente por autores como Nusair (2017) en el contexto de países asiáticos.

La lógica detrás de esta modelación asimétrica es que los agentes económicos exportadores e importadores pueden reaccionar de forma distinta frente a depreciaciones o apreciaciones del tipo

de cambio, debido a rigideces de precios y contratos de largo plazo.

Para capturar esta dinámica, la variable REX_t (logaritmo del tipo de cambio real) se descompone en dos componentes parciales: uno que acumula los cambios positivos (depreciaciones reales) y otro que acumula los cambios negativos (apreciaciones reales). Esta descomposición se define de la siguiente forma:

$$REX_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta REX_t^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta REX_t, 0) \quad (27)$$

$$REX_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta REX_t^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta REX_t, 0) \quad (28)$$

Donde:

- REX_t representa el logaritmo del tipo de cambio real bilateral.
- REX_t^+ es el componente acumulado de las depreciaciones reales.
- REX_t^- es el componente acumulado de las apreciaciones reales.

Una vez descompuesta la variable, la especificación dinámica del modelo NARDL en su forma general es la siguiente:

$$\begin{aligned}\Delta \ln(TB_{i,t}) = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \delta_{1j} \Delta \ln(TB_{i,t-j}) + \sum_{j=0}^q \delta_{2j} \Delta \ln(Y_{CHL,t-j}) \\ & + \sum_{j=0}^r \delta_{3j} \Delta \ln(Y_{i,t-j}^*) + \sum_{j=0}^s \delta_{4j} \Delta q_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^s \delta_{5j} \Delta q_{t-j}^- \\ & + \phi_1 \ln(TB_{i,t-1}) + \phi_2 \ln(Y_{CHL,t-1}) + \phi_3 \ln(Y_{i,t-1}^*) \\ & + \phi_4 REX_{t-1}^+ + \phi_5 REX_{t-1}^- + \varepsilon_t\end{aligned}\tag{29}$$

Donde:

- Δq_t^+ y Δq_t^- : variaciones contemporáneas y rezagadas de las componentes positivas y negativas del tipo de cambio real.
- Los coeficientes ϕ_4 y ϕ_5 permiten capturar los efectos de largo plazo de una depreciación y una apreciación, respectivamente.
- La hipótesis de simetría puede ser contrastada empíricamente evaluando si $\phi_4 = \phi_5$ y $\delta_{4j} = \delta_{5j}$ para todo j .

Esta formulación permite verificar la existencia del efecto Curva J de forma diferenciada para movimientos ascendentes y descendentes en el tipo de cambio real, lo cual entrega una visión más realista del comportamiento de la balanza comercial frente a choques cambiarios.

6.5 Pruebas econométricas

6.5.1. Pruebas de raíz unitaria

Como paso previo a la estimación del modelo ARDL, se aplican pruebas de raíz unitaria con el fin de determinar el orden de integración de cada variable incluida en el modelo. Esto es necesario dado que el enfoque ARDL, propuesto por Pesaran y Shin (1995), permite estimar relaciones cointegradas entre variables integradas de orden cero $I(0)$ y uno $I(1)$, pero no admite variables integradas de orden dos $I(2)$.

Para ello, se utiliza la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) mediante el software EViews 12. Esta prueba permite contrastar la siguiente hipótesis nula y alternativa:

- H_0 : la serie presenta una raíz unitaria (la variable no es estacionaria).
- H_1 : la serie es estacionaria (no presenta raíz unitaria).

En la práctica, el software de análisis de series de tiempo EViews 12 entrega automáticamente el valor estadístico ADF calculado y lo compara con los valores críticos para distintos niveles de significancia (1 %, 5 %, y 10 %).

6.5.2. Test de cointegración

Para comprobar la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables del modelo, se emplea el test de cointegración basado en el enfoque de límites (Bounds Testing Approach) desarrollado por Pesaran et al. (2001).

La prueba se implementa en el software EViews 12, el cual proporciona automáticamente la estadística F del modelo ARDL estimado, contrastando la hipótesis nula de ausencia de cointe-

gración:

- $H_0 : \phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = \phi_4 = 0$ (no existe relación de largo plazo entre las variables).
- $H_1 : \text{al menos uno de los } \phi_j \neq 0$ (existe cointegración).

La decisión se basa en comparar el valor de la estadística F obtenida con los valores críticos proporcionados por Pesaran et al. (2001), los cuales dependen del número de variables explicativas y del caso considerado. Estos valores críticos incluyen dos bandas:

- Si el valor calculado es superior al límite superior (Upper Bound), se rechaza H_0 , concluyendo que existe cointegración.
- Si el valor calculado es inferior al límite inferior (Lower Bound), no se puede rechazar H_0 , concluyendo que no existe cointegración.
- Si el valor se encuentra entre ambos límites, el resultado es inconcluso.

Una vez verificada la existencia de cointegración, se procede a estimar el modelo de corrección de errores (ECM) para evaluar la dinámica de corto plazo y la velocidad de ajuste hacia el equilibrio.

6.5.3. CUSUM

Con el objetivo de verificar la estabilidad estructural del modelo estimado, se aplica la prueba de CUSUM (Cumulative Sum of Recursive Residuals). Esta herramienta es particularmente útil para detectar posibles cambios estructurales en los parámetros del modelo a lo largo del tiempo, lo cual es fundamental al trabajar con series temporales extensas como las utilizadas en este estudio.

La prueba se basa en los residuos recursivos del modelo y construye una suma acumulada que es comparada con límites críticos. En EViews 12, esta prueba se implementa de forma automática, generando un gráfico en el cual:

- Si la curva CUSUM se mantiene dentro de los límites críticos de confianza al 5 %, se concluye que el modelo es estable.
- Si la curva traspasa dichos límites en algún punto del periodo analizado, se rechaza la hipótesis de estabilidad, sugiriendo la existencia de un cambio estructural.

Esta prueba es complementaria a otras herramientas de diagnóstico como las pruebas de autocorrelación y heterocedasticidad, y su validez es esencial para asegurar que los coeficientes estimados puedan ser interpretados consistentemente en todo el rango temporal.

6.5.4. Pruebas de diagnóstico y selección del modelo

Para estimar el modelo final para cada relación bilateral, se realiza una evaluación comparativa con el objetivo de seleccionar la especificación más adecuada. Para ello, se utiliza el criterio R cuadrado ajustado que permite medir la capacidad explicativa del modelo y su eficiencia en términos de parsimonia.

Ademas, obtenemos un criterio de Información de Akaike (AIC), este criterio penaliza la complejidad del modelo (número de parámetros estimados) y premia el buen ajuste. Si bien no es el criterio principal de selección en este estudio, se utiliza como referencia secundaria en caso de empate o proximidad entre dos o más modelos en cuanto al R^2 ajustado.

Adicionalmente, se aplican las siguientes pruebas de diagnóstico para validar las propiedades estadísticas del modelo seleccionado:

La validez de los modelos seleccionados depende tanto de su capacidad predictiva como del cumplimiento de estos supuestos Econometricos fundamentales. Solo aquellos modelos que presentan un buen ajuste y superan satisfactoriamente las pruebas de diagnóstico son considerados válidos para interpretar los efectos de corto y largo plazo sobre la balanza comercial.

6.5.5. Prueba Wald

Una vez estimado el modelo NARDL, se requiere comprobar si las asimetrías introducidas en la descomposición del tipo de cambio real son estadísticamente significativas. Para ello, se utiliza la prueba de Wald, la cual permite contrastar hipótesis sobre la igualdad de coeficientes en el modelo.

En este contexto, la prueba de Wald se emplea para contrastar la siguiente hipótesis nula de la ecuación 29:

Se realizan dos pruebas distintas, una para largo plazo y la otra para corto plazo:

1. **Prueba de asimetría en el largo plazo:** $H_0 : -\phi_4/\phi_1 = -\phi_5/\phi_1$
2. **Prueba de asimetría en el corto plazo:** $H_0 : \sum \delta_{4j} = \sum \delta_{5j}$

Notamos que para el caso de largo plazo los coeficientes estan normalizados en ϕ_1

Si se rechaza la hipótesis nula en alguna de estas pruebas, se concluye que existe evidencia empírica de asimetría en la relación entre el tipo de cambio real y la balanza comercial. Esto respalda el uso del modelo NARDL por sobre el modelo ARDL tradicional.

Los resultados de ambas pruebas se reportan en la sección de resultados, junto con sus respectivos valores p y estadísticos de contraste.

7 Resultados

La existencia de un efecto de curva J implica que una depreciación del tipo de cambio real inicialmente deteriora la balanza comercial, pero posteriormente la mejora. Según Rose y Yellen (1989), este patrón se valida si los coeficientes del tipo de cambio real en el corto plazo son negativos o estadísticamente insignificantes, mientras que el coeficiente de largo plazo del tipo de cambio (una vez normalizado) resulta positivo y significativo.

Por otro lado, el enfoque no lineal propuesto por Bahmani-Oskooee y Fariditavana (2015) sugiere que la evidencia de una curva J se manifiesta cuando los coeficientes de corto plazo del tipo de cambio real son negativos o insignificantes en los primeros rezagos, seguidos por coeficientes positivos y significativos en rezagos posteriores. Este comportamiento refleja una respuesta dinámica asimétrica de la balanza comercial ante depreciaciones y apreciaciones del tipo de cambio real, lo cual puede ser capturado mediante un modelo NARDL.

7.1 Requerimientos Previos

Antes de pasarnos a los resultados ARDL y NARDL es necesario que las series de tiempo sean a lo mas una combinación de $I(0)$ e $I(1)$, nunca $I(2)$, esto para evitar resultados espurios mas adelante. La siguiente tabla resume los resultados de la prueba de Dickey-Fuller Aumentada:

Tabla 4: Resultados de la prueba ADF por país y variable

Zona	País	REX	TB	Y*	Y _{cl}
América	Brasil	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)
	México	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)
	Estados Unidos	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Asia	Japón	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)
	China	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)
Europa	Alemania	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
	España	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)

Fuente: Elaboración propia en base a significancia de un 5 %.

Notamos que todas las variables son validas para uso en los posteriores modelos ARDL y NARDL. Los valores t con su respectiva significancia se encuentran en el Anexo, sección 9.

7.2 Resultados ARDL

En esta sección veremos los primeros resultados del modelo ARDL.

Primero tenemos los coeficientes de largo plazo y sus test de diagnostico correspondientes de cada uno de los países en estudio.

Tabla 5: Estimaciones del modelo ARDL - Largo plazo (coeficientes por país)

Países	Brasil	México	USA	Japón	China	Alemania	España
Coeficientes							
C	-12.207 (2.84)**	4.860 (0.12)	-2.944 (0.13)	-82.436 (1.11)	-44.814 (0.55)	-34.732 (0.73)	-13.832 (0.64)
PIB_cl	-0.460 (0.86)	-1.863 (1.43)	-1.509 (1.09)	-0.182 (0.35)	2.120 (0.48)	-2.316 (2.24)**	-1.264 (2.66)**
PIB*	0.496 (0.61)	1.535 (0.57)	1.373 (0.57)	2.655 (0.98)	-0.934 (0.46)	3.075 (1.08)	1.667 (1.23)
REX	1.394 (6.21)*	2.111 (4.49)*	1.460 (1.95)***	1.461 (2.80)**	1.502 (1.00)	3.250 (4.33)*	1.372 (2.15)**
Pruebas de diagnóstico							
F-test	6.506 *	5.627 *	4.744 **	6.348 *	2.038	4.458 **	4.549 **
R ² adj	0.748	0.921	0.793	0.422470	0.694554	0.780144	0.575943
AIC	-1.0254	-0.794049	-0.612168	0.032415	-0.155516	0.157059	-0.014715
CUSUM	Estable	Estable	Estable	Estable	No estable	Estable	Estable

Nota: Los coeficientes están seguidos del estadístico t en paréntesis. (*) p <0.01, (**) p <0.05, (***) p <0.10.

A continuación, se presentan los resultados estimados del modelo ARDL en el largo plazo para cada socio comercial. El foco está en el impacto del tipo de cambio real (REX) sobre la balanza comercial, la significancia estadística, la presencia de relaciones de cointegración y la estabilidad estructural del modelo.

- **Brasil:** Se observa un coeficiente positivo y altamente significativo para el tipo de cambio real (1,394 con $t = 6,21$, $p < 0,01$), lo que indica que una depreciación real del peso chileno mejora la balanza comercial con Brasil en el largo plazo. La prueba F (6,506) confirma la existencia de cointegración, y el test CUSUM muestra estabilidad del modelo. No se detecta significancia en las variables de ingreso, lo que sugiere que el efecto predominante es cambiario. Estos resultados respaldan la hipótesis de la curva J en el largo plazo.
- **México:** El coeficiente de REX es también positivo y estadísticamente significativo (2,111 con $t = 4,49$, $p < 0,01$). Esto implica que la depreciación real mejora la posición comercial bilateral. La prueba F (5,627) indica cointegración y el modelo es estructuralmente estable. Al igual que en el caso anterior, los PIB no resultan significativos, lo que refuerza el rol del tipo de cambio como principal canal de ajuste externo.
- **Estados Unidos:** El efecto del tipo de cambio real es marginalmente significativo (1,460 con $t = 1,95$, $p < 0,10$), lo que sugiere una relación positiva pero más débil en comparación con otros socios. La prueba F (4,744) indica presencia de cointegración lo que justifica de igual forma el uso de el modelo de corrección de errores, también la estabilidad del modelo está confirmada. El resultado sugiere una posible mejora de la balanza en el largo plazo ante depreciaciones reales.
- **Japón:** El tipo de cambio real muestra un efecto positivo y significativo (1,461 con $t = 2,80$, p

$<0,05$). El modelo cumple con la prueba de cointegración ($F = 6,348$) y se mantiene estable en el tiempo. Estos resultados son consistentes con la existencia de un efecto J bilateral, donde la depreciación fortalece el saldo comercial a largo plazo.

- **China:** A diferencia del resto, el coeficiente de REX no es significativo (1,502 con $t = 1,00$), la prueba F (2,038) no supera el umbral para cointegración, y el test CUSUM indica inestabilidad estructural. Esto sugiere que no hay evidencia robusta de una relación de largo plazo entre el tipo de cambio real y la balanza comercial con China.
- **Alemania:** El tipo de cambio real tiene un efecto positivo y altamente significativo (3,250 con $t = 4,33$, $p < 0,01$). También se encuentra significancia para el PIB chileno (coef. = -2,316, $t = 2,24$), lo que indica que un mayor ingreso interno tiende a deteriorar la balanza comercial, presumiblemente por aumento en importaciones. La cointegración está presente ($F = 4,458$) y el modelo es estable, lo cual respalda de forma contundente el impacto favorable del tipo de cambio.
- **España:** El coeficiente de REX también es positivo y significativo (1,372 con $t = 2,15$, $p < 0,05$), al igual que el PIB chileno (coef. = -1,264, $t = 2,66$), mostrando un patrón similar al de Alemania. Existe cointegración ($F = 4,549$) y estabilidad en el modelo. Estos resultados confirman que la depreciación tiene un impacto beneficioso sobre la balanza bilateral.

En resumen, se encuentra evidencia sólida de que una depreciación del tipo de cambio real mejora la balanza comercial de Chile con Brasil, México, Japón, Alemania y España en el largo plazo. Estados Unidos presenta una relación marginalmente significativa, mientras que en el caso de China no se observa una relación robusta, debido a la falta de significancia estadística,

cointegración y estabilidad. Los resultados graficos CUSUM se encuentran en la sección de Anexos 9.

Teniendo bien definido el largo plazo y los diagnosticos de los modelos, procedemos a analizar los resultados generales de corto plazo para cada uno de los rezagos de los países en estudio.

Tabla 6: Estimaciones del modelo ARDL - Corto plazo (coeficientes por país)

Región	Variable	0	1	2	3	4	5	6	7
América									
Brasil	ΔTB		0.009 (0.08)	0.123 (1.11)	0.343 (3.27)**	0.235 (2.23)**	0.218 (2.23)**	0.152 (1.66)***	
	ΔPIB_cl	-0.384 (0.64)	-0.343 (0.68)	-1.131 (2.44)**	-2.066 (3.99)*	-0.854 (1.43)			
	ΔPIB*	1.843 (2.67)**	-1.082 (1.49)						
	ΔREX	0.425 (1.65)	-0.318 (1.08)	-0.646 (2.32)**	-0.282 (1.03)	-0.318 (1.17)	-0.174 (0.65)	-0.529 (2.07)**	-0.372 (1.49)
México	ΔTB		-0.182 (1.93)***	-0.174 (1.87)***	-0.095 (1.06)				
	ΔPIB_cl	-1.570 (2.20)**	-0.431 (0.51)	-1.578 (2.08)**	-1.726 (2.28)**				
	ΔPIB*	-0.136 (0.18)	0.865 (0.89)	1.347 (1.56)	1.590 (2.01)**				
	ΔREX	0.679 (1.89)***	-0.540 (1.44)	0.244 (0.62)	0.070 (0.18)	-0.001 (0.00)	-0.474 (1.23)	-0.098 (0.27)	-1.208 (3.28)*
USA	ΔTB		-0.032 (0.27)	-0.097 (0.87)	-0.006 (0.06)	0.277 (2.81)**	0.217 (2.23)**		
	ΔPIB_cl	-0.417 (0.57)	0.219 (0.27)	-2.070 (3.07)*	-0.977 (1.46)				
	ΔPIB*	-1.339 (1.27)	-1.902 (1.77)***						
	ΔREX	-0.598 (1.40)	-0.165 (0.33)	-0.334 (0.68)	-0.601 (1.26)	-0.277 (0.59)	-0.405 (0.91)	0.279 (0.65)	-0.650 (1.56)
Asia									
Japón	ΔPIB_cl	-0.214 (0.18)	-3.311 (2.75)**	-3.664 (3.49)*	-1.440 (1.36)	-1.734 (1.63)***	-0.392 (0.39)	-0.945 (0.90)	-1.880 (1.93)***
	ΔPIB*	-1.607 (1.26)	1.703 (1.25)						
	ΔREX	-0.525 (1.19)	-0.111 (0.22)	-0.502 (1.05)	-0.483 (1.02)	-0.086 (0.18)	-1.032 (2.09)**	-0.277 (0.63)	-0.183 (0.42)
China	ΔTB		-0.088 (0.84)	-0.219 (2.13)**					
	ΔPIB_cl	0.905 (0.99)	-0.133 (0.14)	0.419 (0.49)	-2.558 (3.16)*	-1.222 (1.40)			
	ΔPIB*	0.634 (1.96)***	0.778 (2.32)**						
	ΔREX	-0.886 (1.57)	0.548 (0.96)	0.274 (0.48)	-0.075 (0.13)	0.315 (0.56)	-0.718 (1.32)	-0.313 (0.58)	-1.047 (1.99)***
Europa									
Alemania	ΔPIB_cl	2.831 (1.93)***	-1.586 (1.02)	-0.347 (0.25)	-1.021 (0.75)	-2.183 (1.66)***	2.072 (1.88)***		
	ΔPIB*	-3.513 (1.77)***	-1.225 (0.53)	0.491 (0.22)	2.569 (1.24)	2.724 (1.43)			
	ΔREX	0.898 (1.24)	-0.684 (0.94)	-1.189 (1.66)***	-1.650 (2.34)**	-0.022 (0.03)	-0.773 (1.16)	-0.176 (0.26)	-0.823 (1.24)
España	ΔTB		-0.289 (2.98)**						
	ΔPIB_cl	0.132 (0.17)	1.992 (2.06)**						
	ΔPIB*	-0.134 (0.12)	-2.202 (2.59)**						
	ΔREX	0.239 (0.40)	-0.613 (1.06)	-0.458 (0.78)	-1.125 (1.91)***				

Nota: Los coeficientes están seguidos del estadístico t en paréntesis. (*) $p < 0.01$, (**) $p < 0.05$, (***) $p < 0.10$. Fuente: Elaboración propia.

A continuación se evalúan los coeficientes de corto plazo asociados al tipo de cambio real (REX) para cada país. El efecto esperado de una depreciación real en el corto plazo, bajo la hipótesis de la curva J, consiste en un deterioro inicial de la balanza comercial. En el contexto del modelo, esto implica que los coeficientes de los rezagos del tipo de cambio real ($\Delta \log(REX)$) deben ser negativos o no significativos, esta definición es de Bahmani-Oskooee y Fariditavana (2015).

- **Brasil:** Los coeficientes de $\Delta \log(REX)$ presentan signos negativos y significativos en los rezagos 2 y 6, mientras que los coeficientes del rezago 0, 1, 3, 4, 5 y 7 presentan coeficientes no significativos, lo cual respalda el deterioro inicial de la balanza comercial respecto a depreciaciones en el tipo de cambio real de Chile frente a su socio comercial.
- **México:** La mayoría de los coeficientes de $\Delta \log(REX)$ son negativos o no significativos, con la excepción del coeficiente contemporáneo (rezago 0), que es positivo y significativo. Es por esto que, no se puede afirmar un deterioro en el corto plazo de la balanza comercial con total seguridad pero si se observa un patrón de indicios.
- **Estados Unidos (USA):** Todos los coeficientes de $\Delta \log(REX)$ son negativos y no significativos, lo cual indica una respuesta de deterioro frente a la depreciación. Esto cumple con el patrón esperado para el corto plazo según la curva J.
- **Japón:** Se observa una serie de coeficientes negativos para $\Delta \log(REX)$, destacando el rezago 5 como estadísticamente significativo ($p < 0.05$). El resto son negativos o no significativos. En consecuencia, se cumple la condición de deterioro inicial en el corto plazo.
- **China:** En este caso se observan mayoría de coeficientes no significativos con excepción el rezago 7 que tiene un valor negativo y significativo, aunque se presentan indicios de deterioro

en el corto plazo, como vimos anteriormente el modelo no es estable y no esta cointegrado, entonces no podemos estimar de forma confiable los coeficientes del ECM, lo que hace que no podamos decir con seguridad que hay deterioro en el corto plazo.

- **Alemania:** Existen varios coeficientes negativos y algunos significativos (rezagos 2 y 3), ademas de que no existan coeficientes positivos y significativos, lo que indica que en el la balanza comercial bilateral existe una respuesta contractiva de la balanza comercial ante la depreciación entre Chile y Alemania. Esto es coherente con el efecto de corto plazo requerido por la curva J.
- **España:** Se presenta un coeficiente negativo y marginalmente significativo en el rezago 3 ($p < 0.10$), mientras que el resto no es significativo. Esto sugiere una reacción inicial desfavorable, compatible con un deterioro en el corto plazo.

En el corto plazo, se encuentra evidencia de un deterioro inicial de la balanza comercial ante depreciaciones del tipo de cambio real en el caso de Brasil, Estados Unidos, Japón, Alemania y España, lo cual es consistente con la dinámica esperada bajo la hipótesis de la curva J. Para México, los resultados son mixtos: aunque predominan los coeficientes negativos o no significativos, el efecto contemporáneo es positivo y significativo, lo que introduce incertidumbre respecto al patrón de deterioro. En el caso de China, pese a la presencia de un coeficiente negativo y significativo en el rezago 7, la falta de cointegración y la inestabilidad del modelo impiden validar con certeza el efecto contractivo en el corto plazo.

Finalmente, en la siguiente tabla tenemos los resultados y conclusiones que se obtienen comparando el corto y largo plazo.

Tabla 7: Resumen de resultados del modelo ARDL: corto y largo plazo

Zona	País	Cointegración	Corto plazo	Largo plazo	Curva J
América	Brasil	Sí	Deterioro	Mejora	Sí
	México	Sí	Mixto	Mejora	No concluyente
	EE.UU.	Sí	Deterioro	Mejora	Sí
Asia	Japón	Sí	Deterioro	Mejora	Sí
	China	No	No confiable	No significativa	No confiable
Europa	Alemania	Sí	Deterioro	Mejora	Sí
	España	Sí	Deterioro	Mejora	Sí

En resumen, los resultados del modelo ARDL permiten identificar patrones consistentes con la hipótesis de la curva J en la mayoría de los socios comerciales analizados. En particular, Brasil, Estados Unidos, Japón, Alemania y España presentan tanto evidencia de deterioro en el corto plazo como mejoras significativas en el largo plazo, lo que respalda la presencia de un ajuste dinámico típico de este fenómeno. En el caso de México, aunque existe relación de largo plazo, la presencia de un efecto contemporáneo positivo introduce ambigüedad respecto al deterioro inicial, dificultando una conclusión definitiva. Por otro lado, el caso de China se descarta, dado que el modelo no presenta cointegración ni estabilidad, lo cual impide interpretar con fiabilidad sus coeficientes. En conjunto, la evidencia empírica apoya la existencia de la curva J en al menos cinco de los siete socios analizados, reflejando que una depreciación del tipo de cambio real puede generar un efecto contractivo inicial en la balanza comercial, seguido de una mejora sostenida en el tiempo.

7.3 Resultados NARDL

En esta sección analizaremos los resultados del modelo NARDL. Primero tenemos los coeficientes y sus pruebas de significancia de largo plazo en la siguiente tabla:

Tabla 8: Estimaciones del modelo NARDL - Largo plazo (coeficientes y diagnóstico por país)

Países	Brasil	México	USA	Japón	China	Alemania	España
Coeficientes							
C	27.72 (1.17)	48.56 (0.78)	-130.0 (5.45)*	-25.45 (0.22)	-68.55 (0.94)	79.85 (0.28)	-76.04 (1.65)***
PIB_cl	-2.33 (2.13)**	-6.79 (2.44)**	-0.77 (1.33)	-1.70 (1.24)	1.54 (0.45)	-2.73 (0.89)	0.63 (0.54)
PIB*	1.69 (1.73)***	5.50 (1.87)***	5.35 (5.59)*	2.45 (0.68)	0.71 (0.35)	0.09 (0.01)	2.18 (1.67)***
REX+	1.47 (3.39)*	2.08 (3.95)*	0.42 (1.24)	1.82 (2.90)**	0.10 (0.09)	4.45 (2.64)**	0.76 (1.18)
REX-	1.03 (3.49)*	0.55 (0.59)	1.97 (6.13)*	1.13 (1.52)	1.73 (0.95)	3.22 (1.33)	1.82 (2.63)**
Pruebas de diagnóstico							
F-test	5.158 *	3.9769 **	5.1155 *	2.353	2.2554	3.3828 ***	4.1213 **
R^2 adj	0.7739	0.4427	0.6272	0.4375	0.501	0.301	0.3137
AIC	-1.10	-0.8445	-0.6355	0.0180	-0.1416	0.1328	0.0854
CUSUM	Estable	Estable	Estable	Estable	Estable	Estable	Estable
W_SR (p valor)	4.499 **	1.667	3.777 **	0.14	6.547 *	4.826 **	3.972 **
W_LR (p valor)	1.694	2.769 **	28.704 *	1.32	1.08	0.186	2.939 ***

Nota: Los coeficientes están seguidos del estadístico t en paréntesis. (*) $p < 0,01$, (**) $p < 0,05$, (***) $p < 0,10$.

A continuación se analiza la relación de largo plazo entre la balanza comercial de Chile y sus determinantes macroeconómicos, en particular el efecto de las depreciaciones reales del tipo de cambio (REX^+), el producto interno bruto de Chile (PIB_cl) y el producto de los principales socios comerciales (PIB*). El énfasis se sitúa en el coeficiente asociado a REX^+ , evaluando su dirección, significancia estadística y consistencia con el test de Wald para asimetría de largo plazo y corto plazo, para la justificación del modelo NARDL.

- **Brasil:** El coeficiente de REX^+ es positivo y altamente significativo (1,47, $p < 0,01$), indicando que una depreciación real del peso frente al real brasileño mejora la balanza comercial en el largo plazo. El PIB chileno tiene un efecto contractivo (-2,33, $p < 0,05$), lo que sugiere que un mayor ingreso interno impulsa las importaciones. El PIB de Brasil muestra un efecto positivo marginal (1,69, $p < 0,10$). El test de asimetría de largo plazo no es significativo ($W_LR = 1,694$), por lo que, a pesar del efecto positivo de REX^+ , no se evidencia una respuesta estructuralmente distinta respecto de las apreciaciones; sin embargo, a corto plazo sí se encuentra una asimetría, lo que justifica el uso de un modelo NARDL frente a un ARDL. El modelo es estable según la prueba CUSUM y existe cointegración entre las variables.
- **México:** Se encuentra un efecto positivo significativo de REX^+ (2,08, $p < 0,01$), reflejando que las depreciaciones reales fortalecen la balanza comercial con México en el largo plazo. El PIB de Chile tiene un efecto negativo significativo (-6,79, $p < 0,05$), lo que sigue en la línea de que si aumenta el ingreso doméstico se fortalecen las importaciones. El PIB mexicano presenta un efecto positivo marginalmente significativo (5,50, $p < 0,10$). El test de Wald de largo plazo es significativo ($W_LR = 2,769$, $p < 0,05$), lo que indica que las respuestas ante depreciaciones y apreciaciones son distintas, justificando el uso de un modelo

NARDL. Además, según la prueba F, las series están cointegradas y, de acuerdo con la prueba CUSUM, el modelo es estable.

- **Estados Unidos (USA):** El coeficiente de REX^+ no es significativo (0,42), por lo que no se puede afirmar que las depreciaciones reales mejoren la balanza comercial bilateral en el largo plazo. El PIB estadounidense tiene un efecto positivo significativo (5,35, $p < 0,01$), mientras que el PIB chileno no es significativo. Los tests de asimetría de corto y largo plazo son significativos, lo cual sugiere que los efectos de las apreciaciones y depreciaciones difieren de forma estructural. Las variables del modelo están cointegradas según la prueba F y el modelo es estable según el test CUSUM.
- **Japón:** El coeficiente de REX^+ es positivo y significativo (1,82, $p < 0,05$), evidenciando que las depreciaciones reales benefician la balanza comercial con Japón. Sin embargo, ni el PIB chileno ni el japonés son significativos. Ni el test de Wald para el largo plazo ni el de corto plazo son significativos, lo que indica ausencia de asimetría estructural. El modelo es estable, pero es importante notar que no existe cointegración entre las variables, lo cual impacta el posterior análisis del ECM en el corto plazo.
- **China:** El efecto de REX^+ no es significativo (0,10), por lo que no se detecta una mejora en la balanza comercial derivada de depreciaciones reales. Tampoco se observan efectos significativos de los PIBs. El test de asimetría de largo plazo no es significativo ($W_{LR} = 1,08$), lo cual refuerza la ausencia de efectos diferenciales ante movimientos del tipo de cambio. No obstante, el test de asimetría en el corto plazo sí es significativo, lo que demuestra diferencias entre depreciaciones y apreciaciones en el tipo de cambio real. Además, el modelo es estable, pero no está cointegrado, ya que la prueba F resulta no significativa.

- **Alemania:** El coeficiente de REX^+ es positivo y significativo (4,45, $p < 0,05$), lo que sugiere que las depreciaciones reales mejoran la balanza comercial con Alemania. Los PIBs no presentan efectos significativos. No obstante, el test de asimetría de largo plazo no es significativo ($W_LR = 0,186$), lo que sugiere que las apreciaciones y depreciaciones tienen efectos similares a nivel estructural; sin embargo, en el corto plazo sí existe asimetría, lo que justifica el uso de un modelo NARDL. El modelo es estable y presenta cointegración entre las variables.

- **España:** El coeficiente de REX^+ no es significativo (0,76), indicando que las depreciaciones reales no tienen un impacto sostenido sobre la balanza comercial bilateral. El PIB de Chile y el español tampoco muestran efectos significativos. Los tests de asimetría de largo y corto plazo son significativos, lo que sugiere una posible respuesta diferenciada ante movimientos del tipo de cambio. El modelo está cointegrado y resulta estable según el test de CUSUM.

En términos generales, se observa que las depreciaciones reales tienen un efecto positivo y significativo sobre la balanza comercial de Chile con Brasil, México, Japón y Alemania. Sin embargo en el caso de Japón no se observa cointegración por lo que no se puede hacer el posterior análisis ECM.

El modelo NARDL arreglo la estabilidad de China según la prueba CUSUM, lo cual hace que todos los modelos en estudio sean estables a través del tiempo. Con respecto a la cointegración se observa que todos los países, con excepción de Japón y China, los cuales no pueden ser estudiados en análisis posteriores de ECM, ya que no se pueden incluir términos en niveles en los modelos. Finalmente en las pruebas de Wald, se encuentran asimetrías al menos en el largo o corto

plazo en todos los países, con excepción de Japón, lo que refuerza la idea de que existen asimetrías entre los impactos de las depreciaciones y apreciaciones en la balanza comercial.

Ahora revisando los resultados de los modelos NARDL-corto plazo tenemos los siguientes coeficientes para cada rezago de cada país en estudio:



Tabla 9: Estimaciones del modelo NARDL - Corto plazo (coeficientes por país)

Región	Variable	0	1	2	3	4	5	6	7
América									
Brasil	ΔTB		-0,063 (0,54)	0,122 (1,06)	0,392 (3,64)*	0,252 (2,34)**	0,175 (1,84)***	0,101 (1,15)	
	ΔPIB_{cl}	-1,277 (2,29)**	0,063 (0,11)	-0,941 (1,87)***	-1,870 (3,67)*				
	ΔPIB^*	1,700 (2,40)**	-1,585 (2,05)**	-0,996 (1,32)					
	ΔREX^+	-0,500 (0,94)	-0,838 (1,49)	-1,450 (2,65)**	0,129 (0,23)	0,229 (0,43)	0,094 (0,18)	-1,476 (2,96)*	-0,830 (1,60)
	ΔREX^-	0,967 (2,67)**	0,280 (0,67)	-0,144 (0,36)	-0,635 (1,72)***	-0,728 (1,92)***			
México	ΔTB		-0,216 (2,43)**	-0,122 (1,40)					
	ΔPIB_{cl}	0,198 (0,23)	0,410 (0,63)	0,061 (0,10)	0,154 (0,25)	-0,216 (0,34)	1,700 (2,74)*	0,996 (1,72)***	
	ΔPIB^*	-1,457 (1,93)***							
	ΔREX^+	0,515 (0,84)	-0,631 (0,93)	-0,094 (0,15)	-0,382 (0,67)	0,239 (0,41)	-0,866 (1,44)	-0,394 (0,69)	-1,463 (2,47)**
	ΔREX^-	0,638 (0,90)	-0,723 (1,02)	1,174 (1,67)***					
USA	ΔTB		0,431 (2,74)**	0,291 (1,85)***	0,287 (2,21)**	0,408 (3,78)*	0,288 (2,92)*		
	ΔPIB_{cl}	0,665 (1,04)	1,475 (1,82)***	-0,880 (1,27)					
	ΔPIB^*	-1,582 (1,11)	-5,300 (3,08)*	-2,334 (1,37)	-2,573 (1,72)***	-1,552 (1,04)	-2,066 (1,50)	-2,212 (1,85)***	
	ΔREX^+	-1,335 (1,91)***	-0,540 (0,72)	-1,112 (1,47)	-1,219 (1,69)***	-0,617 (0,84)	-0,847 (1,19)	0,202 (0,29)	-1,148 (1,73)***
	ΔREX^-	-0,239 (0,26)							
Asia									
Japón	ΔTB		-0,195 (1,47)	-0,090 (0,78)					
	ΔPIB_{cl}	-0,708 (0,61)	-3,115 (2,33)**	-2,956 (2,66)*	-1,234 (1,15)	-1,366 (1,26)	0,144 (0,14)	-0,702 (0,65)	-1,663 (1,67)***
	ΔPIB^*	-1,300 (0,92)	2,301 (1,57)						
	ΔREX^+	-0,385 (0,58)	0,931 (1,31)	0,550 (0,75)	-1,103 (1,56)	-0,515 (0,75)	-0,830 (1,23)	-1,110 (1,73)***	
	ΔREX^-	-0,667 (0,83)	-1,400 (1,66)***	-1,218 (1,49)	0,471 (0,57)	-0,000 (0,00)	-0,937 (1,19)		
China	ΔTB		-0,078 (0,73)	-0,205 (1,97)***					
	ΔPIB_{cl}	1,200 (1,28)	0,192 (0,19)	1,031 (1,16)	-1,921 (2,25)**	-1,134 (1,24)			
	ΔPIB^*	0,760 (2,09)**	0,726 (1,96)***						
	ΔREX^+	-0,318 (0,37)	1,875 (2,18)**	1,004 (1,13)	0,935 (1,05)	0,766 (0,87)	-0,120 (0,14)	-0,654 (0,83)	-1,788 (2,28)**
	ΔREX^-	-1,451 (1,15)	-1,535 (1,15)	-0,399 (0,29)	-1,682 (1,27)	-0,426 (0,32)	-2,164 (1,65)***		
Europa									
Alemania	ΔTB		-0,364 (2,48)**	-0,300 (2,13)**	-0,225 (1,85)***				
	ΔPIB_{cl}	1,174 (1,50)							
	ΔPIB^*	-0,507 (0,29)	-0,094 (0,04)	0,748 (0,38)	2,505 (1,35)	1,546 (0,84)	3,150 (1,74)***	2,345 (1,40)	3,193 (2,17)**
	ΔREX^+	0,373 (0,30)	0,931 (0,75)	1,569 (1,27)	0,530 (0,43)	2,009 (1,62)	0,054 (0,05)		
	ΔREX^-	0,703 (0,47)	-1,406 (0,91)	-2,812 (1,95)***	-2,513 (1,71)***	-2,326 (1,64)***			
España	ΔTB		-0,163 (1,39)						
	ΔPIB_{cl}	1,319 (1,06)	3,320 (2,39)**	1,657 (1,16)					
	ΔPIB^*	-0,139 (0,11)	-3,354 (2,42)**	-2,092 (1,40)	-1,071 (0,96)	1,434 (1,28)	0,754 (0,69)	-0,234 (0,25)	1,197 (1,29)
	ΔREX^+	-0,611 (0,57)	-0,681 (0,68)	-0,455 (0,44)	-2,196 (2,09)**				

Nota: Los coeficientes están seguidos del estadístico t en paréntesis. (*) $p < 0.01$, (**) $p < 0.05$, (***) $p < 0.10$. Fuente: Elaboración propia.

A continuación se evalúan los coeficientes de corto plazo asociados a las depreciaciones reales del tipo de cambio ($\Delta \log(REX^+)$) para cada país bajo el modelo NARDL. Según la hipótesis de la curva J, se espera que las depreciaciones produzcan inicialmente un *deterioro* en la balanza comercial, es decir, que los coeficientes de los rezagos de $\Delta \log(REX^+)$ sean negativos o no significativos. Esta definición sigue la línea metodológica propuesta por Bahmani-Oskooee y Fariditavana (2015).

- **Brasil:** La mayoría de los coeficientes de $\Delta \log(REX^+)$ son no significativos, sin embargo, destacan los rezagos 2 y 6 como estadísticamente significativos ($p < 0,05$ y $p < 0,01$, respectivamente) y con signo negativo, lo que muestra un deterioro inicial de la balanza comercial en el corto plazo para el caso de Brasil, consistente con el efecto de corto plazo planteado por la curva J.
- **México:** Los coeficientes de $\Delta \log(REX^+)$ son mayoritariamente no significativos, a excepción del rezago 0, que es positivo pero no significativo. El rezago 7 presenta un coeficiente negativo y estadísticamente significativo ($p < 0,05$), lo que indica un posible deterioro con rezago. Estos resultados sugieren un patrón compatible con la curva J, aunque no de forma robusta en los primeros rezagos.
- **Estados Unidos (USA):** Se observan coeficientes negativos en los rezagos 0, 2, 3, 4, 5 y 7, siendo los rezagos 0, 3 y 7 significativos ($p < 0,10$). Este patrón sugiere un deterioro inicial de la balanza comercial tras una depreciación real, coherente con la hipótesis de la curva J.
- **Japón:** La mayoría de los coeficientes de $\Delta \log(REX^+)$ son no significativos, solo el rezago 6 alcanza significancia estadística ($p < 0,10$). Esto permite identificar un deterioro débil pero

compatible con la curva J. No obstante, dada la falta de cointegración en el modelo, no se puede interpretar el ECM de manera confiable.

- **China:** Los coeficientes de $\Delta \log(REX^+)$ son no concluyentes, dado que en el rezago 1 tenemos un signo positivo y significativo, lo que sugiere una mejora de la balanza comercial con respecto a una depreciación, que es un efecto inverso a lo que se espera en la curva J. Por otro lado, el rezago 7 es negativo y significativo ($p < 0,05$), lo que sugiere un posible efecto de deterioro tardío. Sin embargo, debido a la ausencia de cointegración, no se puede confirmar de forma robusta el efecto J en el corto plazo.
- **Alemania:** Se observan coeficientes no significativos en todos los rezagos de $\Delta \log(REX^+)$. Esto indicaría un efecto que no se puede comprobar y según Rose y Yellen (1989), se puede interpretar la curva J en el corto plazo como deterioro, si los coeficientes son negativos o no significativos, por lo tanto afirmamos un posible deterioro inicial de la balanza comercial para el caso de Alemania, con respecto a las depreciaciones bilaterales.
- **España:** El coeficiente del rezago 3 de $\Delta \log(REX^+)$ es negativo y significativo ($p < 0,05$), mientras que el resto no es significativo. Este patrón sugiere una respuesta desfavorable inicial ante depreciaciones reales, consistente con la hipótesis de la curva J.

En el corto plazo, los resultados del modelo NARDL muestran evidencia de deterioro inicial de la balanza comercial frente a una depreciación del tipo de cambio real en los casos de Brasil, México, Estados Unidos, Alemania y España.

Por otro lado, Japón y China presentan indicios de deterioro con rezagos mayores, pero la ausencia de cointegración en sus respectivos modelos limita la validez de estos resultados y su interpretación mediante un mecanismo de corrección de errores.

Estos hallazgos refuerzan la relevancia de analizar dinámicas no lineales y rezagadas en la respuesta comercial, ya que el efecto de las depreciaciones no se manifiesta de forma inmediata ni homogénea entre los socios comerciales.

Finalmente, tenemos una tabla que resume los hallazgos encontrados de corto y largo plazo y da una conclusion acerca de si se evidencia el efecto curva J.

Tabla 10: Resumen de resultados del modelo NARDL: corto y largo plazo

Zona	País	Cointegración	Corto plazo	Largo plazo	Curva J
América	Brasil	Sí	Deterioro	Mejora	Sí
	México	Sí	Deterioro	Mejora	Sí
	EE.UU.	Sí	Deterioro	No significativo	No
Asia	Japón	No	Deterioro	Mejora	No concluyente
	China	No	Mixto	No significativa	No concluyente
Europa	Alemania	Sí	Deterioro	Mejora	Sí
	España	Sí	Deterioro	No significativo	No

En resumen, los resultados del modelo NARDL revelan evidencia a favor de la hipótesis de la curva J en varios de los principales socios comerciales de Chile. En particular, Brasil, México y Alemania presentan signos consistentes tanto de deterioro inicial en el corto plazo como de mejora significativa en el largo plazo. En el caso de Estados Unidos, aunque se observa deterioro en el corto plazo, el efecto de largo plazo no es significativo, lo que limita la confirmación plena de la curva J. De igual forma, España muestra evidencia de deterioro inicial, pero sin una mejora sostenida en el tiempo. Por otro lado, Japón y China presentan patrones rezagados compatibles con un deterioro, aunque la falta de cointegración en ambos casos impide una interpretación robusta de los efectos dinámicos. En conjunto, la evidencia empírica del modelo NARDL confirma la validez de la curva J en tres de los siete países analizados, y sugiere comportamientos parcialmente consistentes en otros

dos, destacando la importancia de considerar dinámicas asimétricas y no lineales en el análisis del impacto cambiario sobre la balanza comercial.

Es importante, mencionar que el uso de un modelo NARDL, esta justificado en 6 de los 7 países en estudio, esto debido a que en estos casos al menos observamos que la prueba de Wald, ya sea para corto o largo plazo da significativa, es decir, se rechaza la hipótesis nula de simetría. El único caso que no pasa esto es Japón, el cual en su forma NARDL no se presenta el efecto curva J, solo debido a que no existe cointegración, como vimos anteriormente el caso de Japón ARDL si presenta cointegración y también se evidencia la curva J.

7.4 Comparación resultados

En esta sección comparamos los resultados obtenidos desde ambos enfoques.

La siguiente tabla resume los hallazgos de cada enfoque:

Tabla 11: Resumen comparativo de resultados: modelos ARDL y NARDL

Zona	País	Modelo	Cointegración	Corto plazo	Largo plazo	Curva J
América	Brasil	ARDL	Sí	Deterioro	Mejora	Sí
		NARDL	Sí	Deterioro	Mejora	Sí
	México	ARDL	Sí	Mixto	Mejora	No concluyente
		NARDL	Sí	Deterioro	Mejora	Sí
	EE.UU.	ARDL	Sí	Deterioro	Mejora	Sí
		NARDL	Sí	Deterioro	No significativo	No
Asia	Japón	ARDL	Sí	Deterioro	Mejora	Sí
		NARDL	No	Deterioro	Mejora	No concluyente
	China	ARDL	No	No confiable	No significativa	No confiable
		NARDL	No	Mixto	No significativa	No concluyente
Europa	Alemania	ARDL	Sí	Deterioro	Mejora	Sí
		NARDL	Sí	Deterioro	Mejora	Sí
	España	ARDL	Sí	Deterioro	Mejora	Sí
		NARDL	Sí	Deterioro	No significativo	No

El Cuadro 11 presenta un resumen comparativo de los resultados obtenidos a partir de la estimación de los modelos ARDL y NARDL para cada socio comercial de Chile. En términos generales, se observa que ambos enfoques econométricos coinciden con la misma respuesta de cointegración, con excepción del caso de Japón, ya que en el modelo ARDL sí existe mientras que en el NARDL no. Es importante notar que en casi todos los casos se encuentra cointegración, con excepción del caso de China el cual no encuentra cointegración para ninguno de los dos enfoques. Estos resultados implican que, salvo el caso de Japón y China, es decir, justo los países en estudio del continente Asiático, es posible establecer relaciones de largo plazo entre el tipo de cambio real y la balanza comercial.

En cuanto a la dinámica de corto plazo, los resultados del modelo ARDL muestran evidencia de deterioro inicial en la mayoría de los países (Brasil, EE.UU., Japón, Alemania y España),

mientras que en el modelo NARDL este deterioro se mantiene e incluso se refuerza en el caso de México, donde el efecto inicialmente mixto en ARDL se transforma en un deterioro claro. China se mantienen fuera de conclusiones, debido a su falta de cointegración e inestabilidad en el caso ARDL, la cual es importante recalcar que se arregla en el caso NARDL según la prueba CUSUM.

Respecto al largo plazo, ambos modelos coinciden en identificar una mejora en la balanza comercial tras una depreciación real para Brasil, México, Japón y Alemania. No obstante, el modelo NARDL difiere en algunos casos clave: por ejemplo, para EE.UU. y España, donde ARDL sugiere una mejora, el modelo NARDL no encuentra efectos significativos. Estas diferencias podrían deberse a la incorporación de efectos asimétricos, lo cual permite capturar comportamientos diferenciados entre depreciaciones y apreciaciones, proporcionando así una visión más detallada de la dinámica comercial.

Finalmente, al evaluar la validez de la curva J, se observa que esta se verifica plenamente (es decir, deterioro en el corto plazo seguido de mejora en el largo plazo) en los casos de Brasil y Alemania bajo ambos modelos. Para México, la curva J se valida solo bajo NARDL, lo que sugiere que la incorporación de asimetrías resulta clave para identificar su existencia. Por otro lado, en EE.UU. y España, si bien ARDL detecta el efecto de la curva J, NARDL muestra limitaciones al no encontrar significancia en el largo plazo. En el caso de China, la falta de cointegración bajo ambos modelos impide confirmar con certeza el ajuste dinámico. Por otro lado, en el caso de Japón aunque los resultados de ARDL sí apoyan su presencia, los resultados NARDL no lo apoyan debido a la falta de cointegración.

8 Conclusiones

El presente estudio tuvo como objetivo principal analizar el impacto del tipo de cambio real sobre la balanza comercial de Chile, evaluando tanto sus efectos en el corto como en el largo plazo. Para ello, se aplicaron modelos de series de tiempo bajo los enfoques ARDL y NARDL, con el propósito de identificar posibles evidencias empíricas del fenómeno conocido como la Curva J y de explorar la existencia de asimetrías en la respuesta comercial ante depreciaciones y apreciaciones del tipo de cambio.

Los resultados obtenidos mediante el modelo ARDL muestran evidencia consistente con la hipótesis de la Curva J en cinco de los siete socios comerciales analizados: Brasil, Estados Unidos, Japón, Alemania y España. En estos casos, se observa un deterioro inicial en la balanza comercial ante una depreciación, seguido de una mejora en el largo plazo, lo cual respalda el mecanismo de ajuste teórico propuesto por la literatura. En el caso de México, si bien se verifica cointegración y mejora en el largo plazo, los efectos contemporáneos ambiguos dificultan una conclusión definitiva. Por otro lado, el caso de China fue descartado debido a la ausencia de cointegración e inestabilidad en el modelo, lo que impide extraer inferencias confiables.

Complementariamente, el modelo NARDL permitió profundizar en el análisis incorporando posibles efectos asimétricos, los cuales son respaldados por la prueba de Wald y se encuentra que en 6 de los 7 países en estudio existen asimetrías, ya sea en el corto o largo plazo con respecto a los efectos de las depreciaciones y apreciaciones en la balanza comercial. Con respecto a la búsqueda de la curva J, se identifica un deterioro inicial de la balanza comercial frente a una depreciación en Brasil, México, Estados Unidos, Alemania y España. En Japón y China se observan algunos signos compatibles con dicho deterioro, pero la falta de cointegración en ambos casos

impide validar estas conclusiones bajo un enfoque de corrección de errores. Entonces bajo este enfoque se encuentra evidencia plena de curva J en los casos de Brasil, México, Alemania, es decir, 3 de los 7 casos en estudio. En los casos de Estados Unidos y España se observa deterioro inicial, sin embargo a largo plazo se encuentran coeficientes no significativos, lo que no permite afirmar este efecto, ya que no existe una mejoría de la balanza comercial a largo plazo. Con respecto al caso de Japón y China, es decir los casos del continente Asiático, no se encuentra cointegración así que los resultados son no concluyentes, sin embargo si existiera cointegración podríamos decir que en el caso de Japón si existe el efecto curva J, debido a que los coeficientes si respaldan un deterioro previo a la mejoría de la balanza comercial frente a depreciaciones. En conclusión para el enfoque NARDL se encuentra que en 3 de los 7 países se observa el efecto curva J, se podría pensar en considerar a Japón en esta lista si se encontrase cointegración.

En conjunto, los hallazgos empíricos de este trabajo respaldan parcialmente la existencia del efecto Curva J en la economía chilena, la cual se puede considerar como una economía en vía de desarrollo. Además, se constata que los efectos del tipo de cambio real no son uniformes, lo cual sugiere que las políticas cambiarias deben considerar la heterogeneidad de los impactos según destino comercial y el carácter asimétrico de los ajustes. Esta evidencia es de especial relevancia para el diseño de políticas económicas orientadas a fortalecer la competitividad externa de Chile en contextos de volatilidad cambiaria.

Referencias

- Alexander C. (2009). *Market risk analysis, value at risk models*, volumen 4. John Wiley & Sons.
- Anju G.-K. y Uma R. (1999). Is there a j-curve? a new estimation for japan. *International Economic Journal*, 13(4):71–79.
- Bahmani-Oskooee M. (1985). Devaluation and the j-curve: some evidence from ldc's. *The Review of Economics and Statistics*, pp. 500–504.
- Bahmani-Oskooee M. y Alse J. (1994). Short-run versus long-run effects of devaluation: Error-correction modeling and cointegration. *Eastern Economic Journal*, 20(4):453–464.
- Bahmani-Oskooee M. y Brooks T. J. (1999). Bilateral j-curve between us and her trading partners. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 135(H. 1):156–165.
- Bahmani-Oskooee M. y Fariditavana H. (2015). Nonlinear ardl approach, asymmetric effects and the j-curve. *Journal of Economic Studies*, 42(3):519–530.
- Bahmani-Oskooee M. y Gelan A. (2012). Is there j-curve effect in africa? *International Review of Applied Economics*, 26(1):73–81.
- Bahmani-Oskooee M. y Kantipong T. (2001). Bilateral j-curve between thailand and her trading partners. *Journal of Economic Development*, 26(2):107–118.
- Banco Central de Chile (2024). Comercio exterior de bienes.
- Box G. E. P. y Jenkins G. M. (1970). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden-Day, San Francisco, CA.

- Dickey D. A. y Fuller W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a):427–431.
- Engle R. F. y Granger C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, pp. 251–276.
- Findlay R. y O’rourke K. H. (2009). Power and plenty: trade, war, and the world economy in the second millennium. En *Power and Plenty*. Princeton University Press.
- González G. (2022). ¿chile podría ser considerado un país desarrollado? *Revista de Investigación en Ciencias de la Administración ENFOQUES*, 6(21):63–78.
- Gujarati D. N. (2003). *Basic Econometrics*. McGraw-Hill, New York, 4th edición.
- Halicioglu F. (2008). The j-curve dynamics of turkey: an application of ardl model. *Applied Economics*, 40(18):2423–2429.
- Johansen S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2):231–254.
- Lewer J. J. y Berg H. V. d. (2003). How large is international trade’s effect on economic growth? *Journal of Economic Surveys*, 17(3):363–396.
- Nusair S. A. (2017). The j-curve phenomenon in european transition economies: A nonlinear ardl approach. *International Review of Applied Economics*, 31(1):1–27.
- Organization of American States (1996). Capítulo i. globalizacion y su impacto en el comercio mundial y regional.

- Pesaran M. H. y Shin Y. (1995). *An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis*, volumen 9514. Department of Applied Economics, University of Cambridge Cambridge, UK.
- Pesaran M. H., Shin Y., y Smith R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3):289–326.
- Petrović P. y Gligorić M. (2010). Exchange rate and trade balance: J-curve effect. *Panoeconomicus*, 57(1):23–41.
- Rose A. K. y Yellen J. L. (1989). Is there a j-curve? *Journal of Monetary Economics*, 24(1):53–68.
- Shin Y., Yu B., y Greenwood-Nimmo M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ardl framework. *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications*, pp. 281–314.
- Shirvani H. y Wilbratte B. (1997). The relationship between the real exchange rate and the trade balance: An empirical reassessment. *International Economic Journal*, 11(1):39–50.
- United Nations Conference on Trade and Development (2023). Informe sobre el comercio y el desarrollo 2023.

9 Anexos

■ ADF España

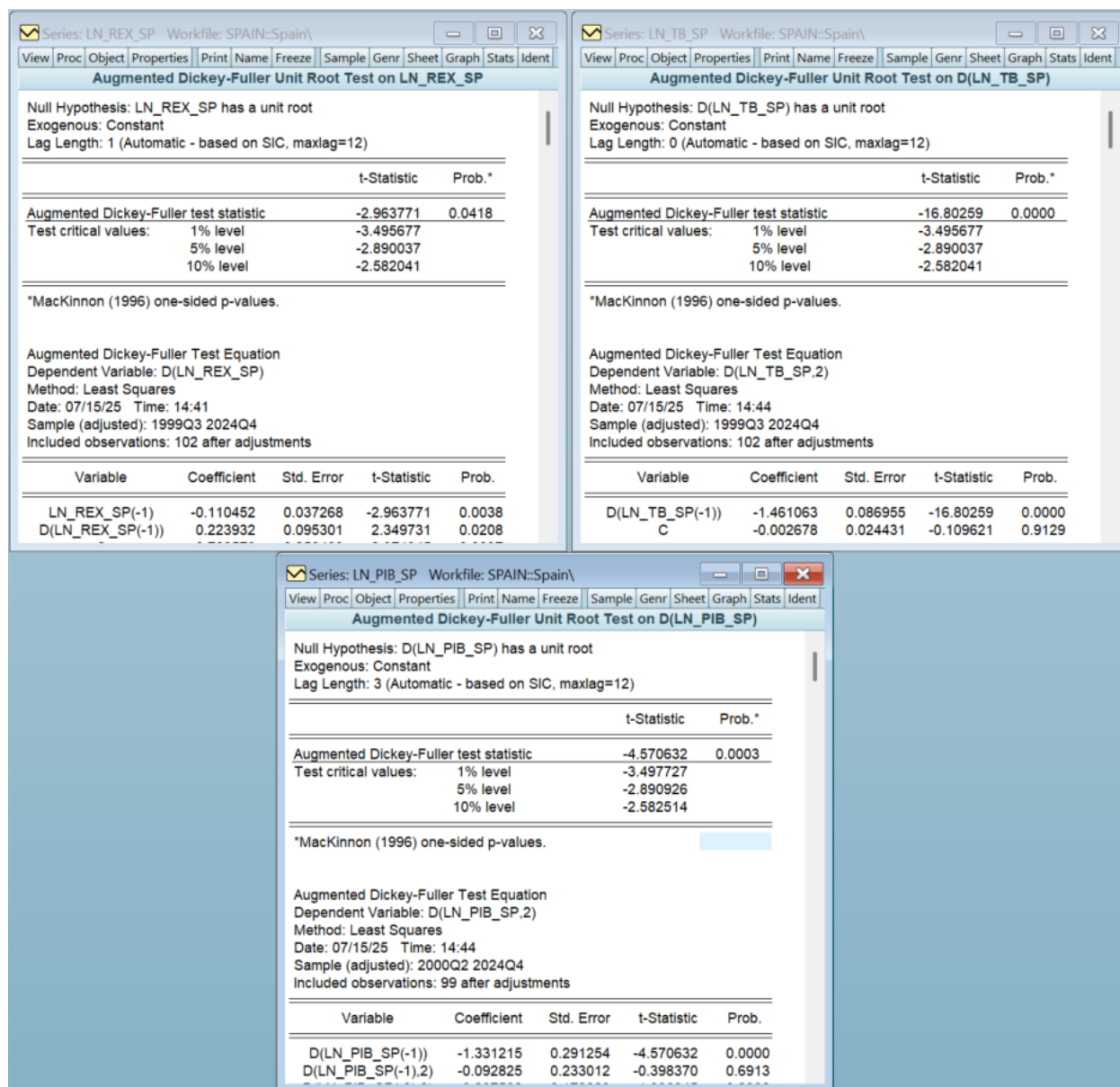


Figura 9: Prueba ADF obtenida desde Eviews

■ ADF Alemania

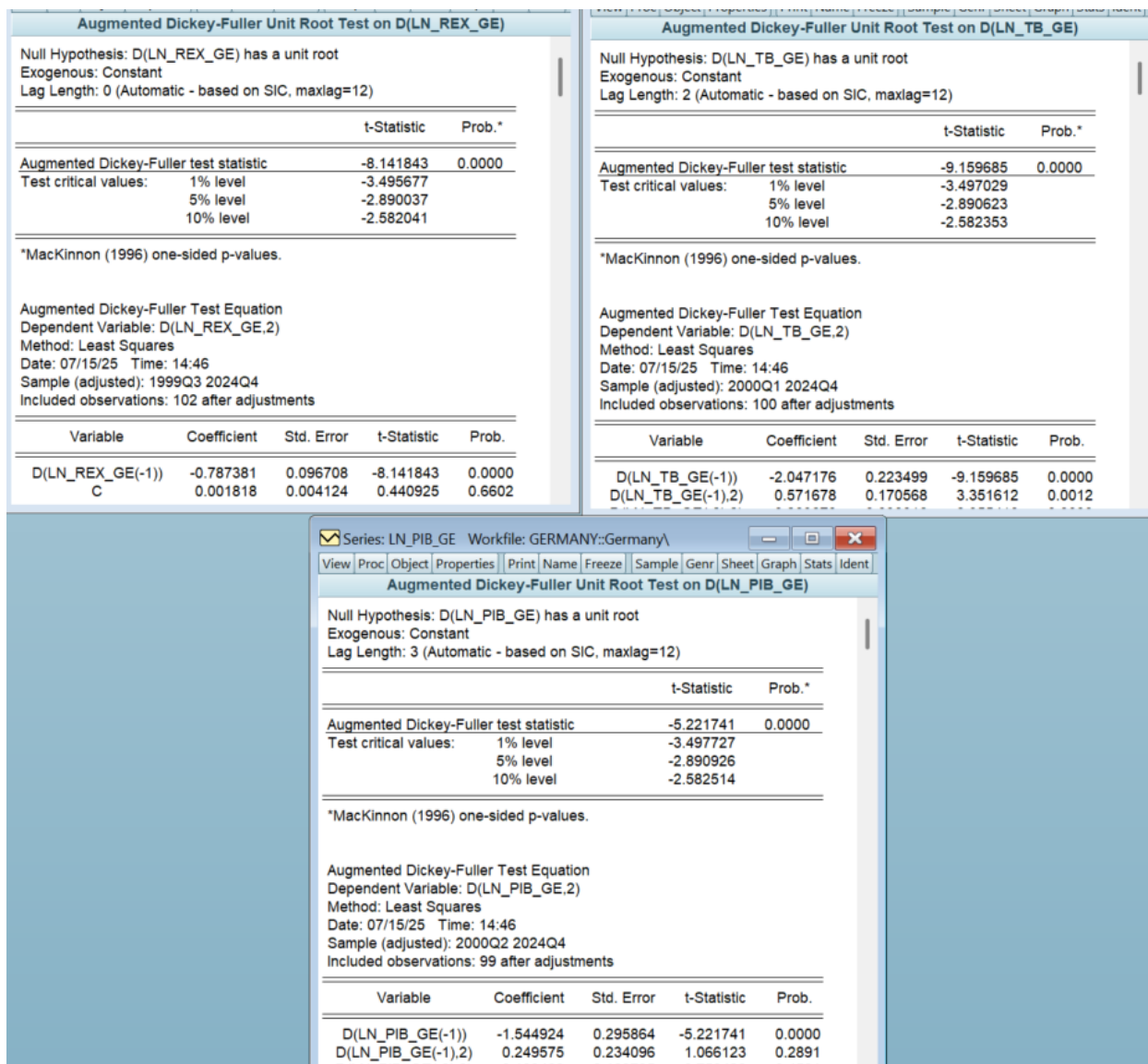


Figura 10: Prueba ADF obtenida desde Eviews

■ ADF Japón

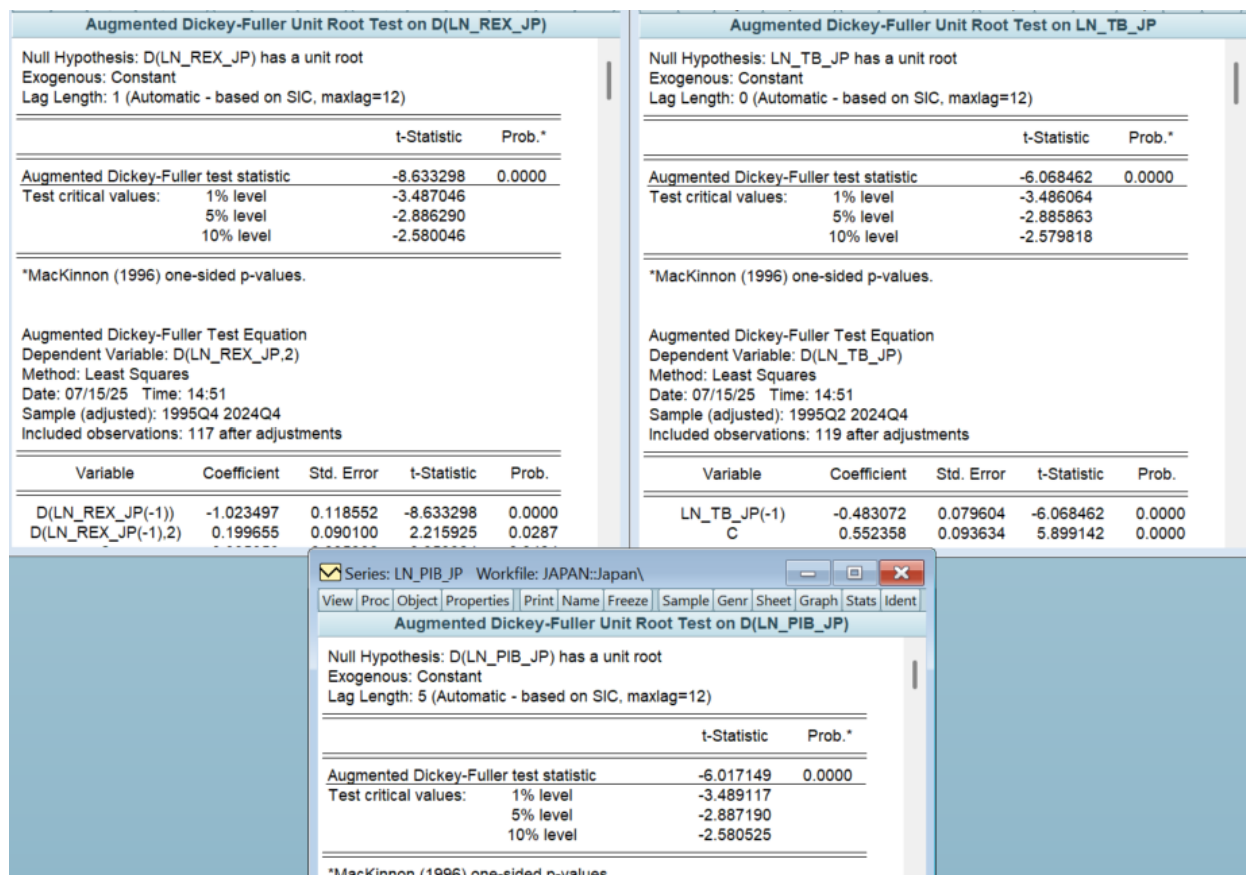


Figura 11: Prueba ADF obtenida desde Eviews

■ ADF China

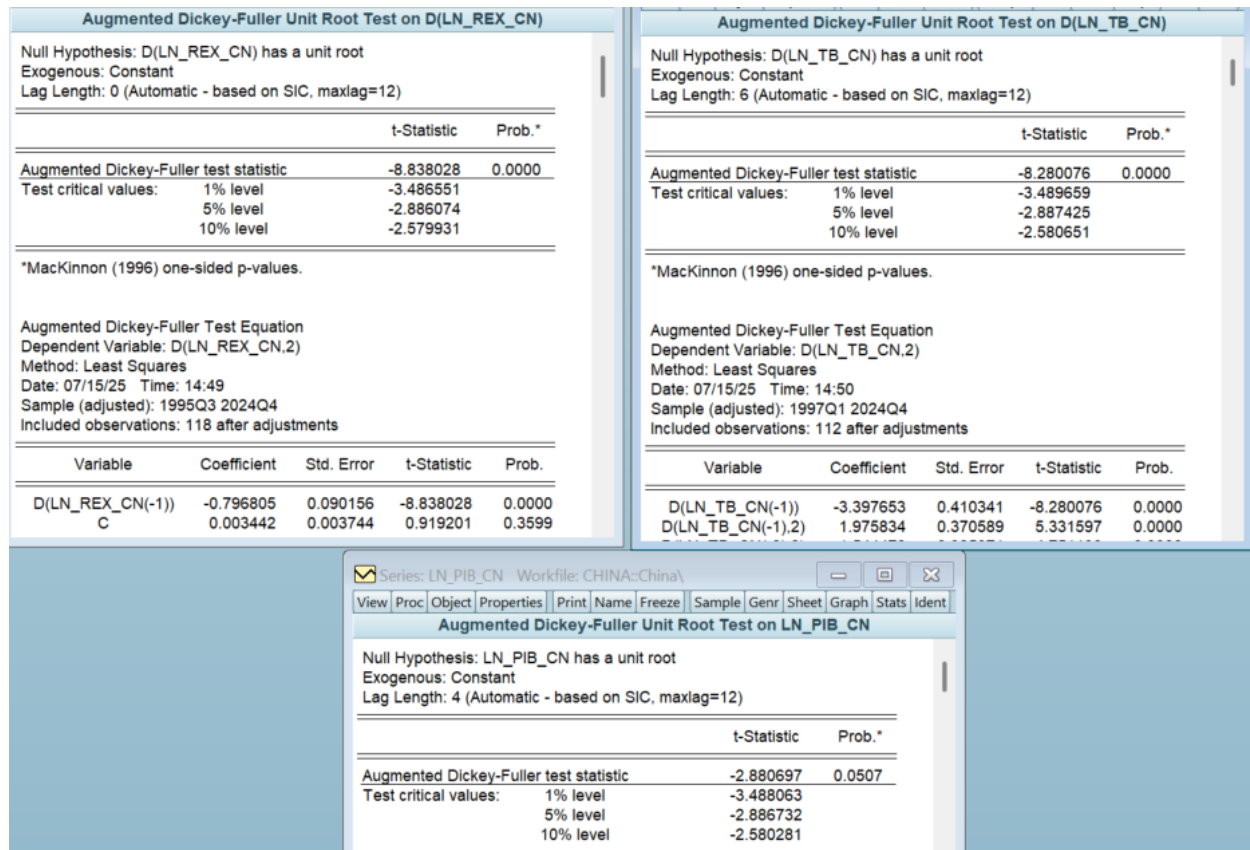


Figura 12: Prueba ADF obtenida desde Eviews

■ ADF Estados Unidos

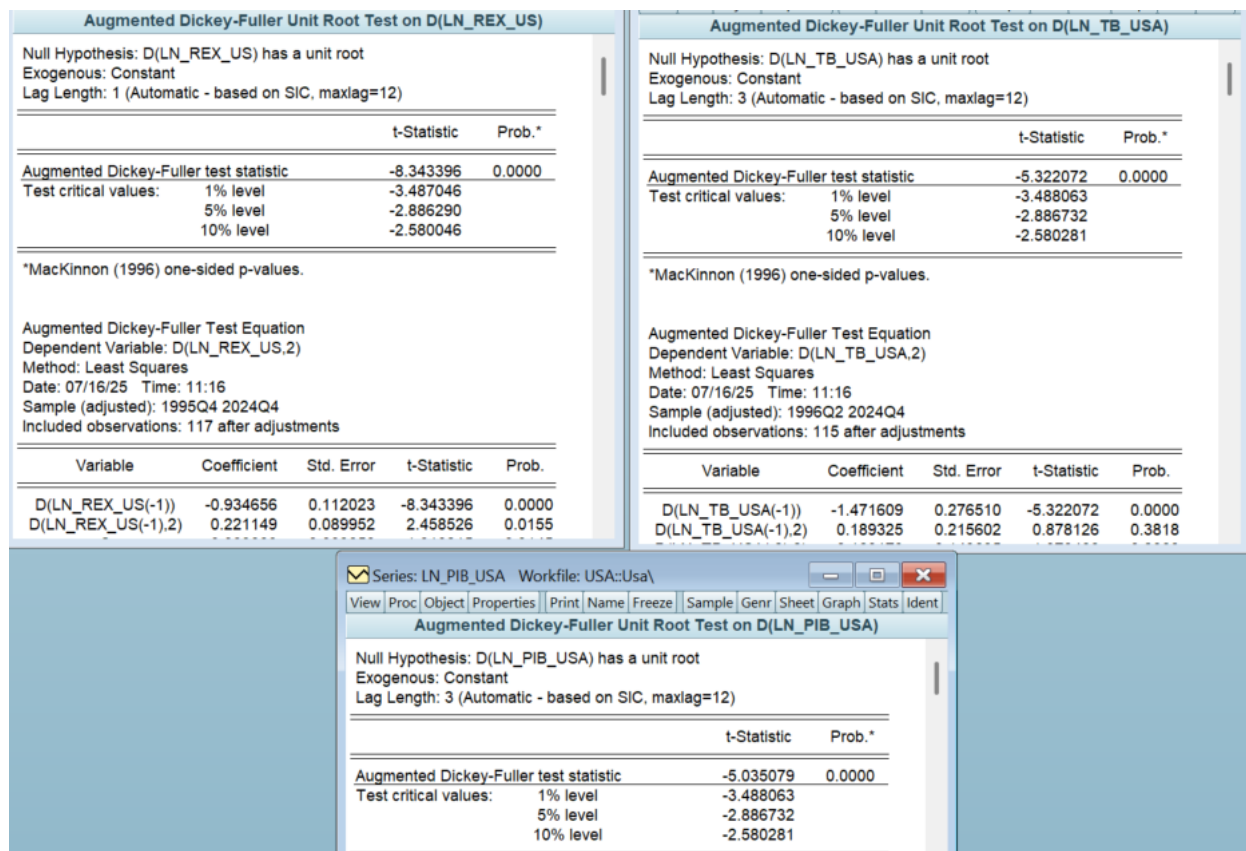


Figura 13: Prueba ADF obtenida desde Eviews

■ ADF México

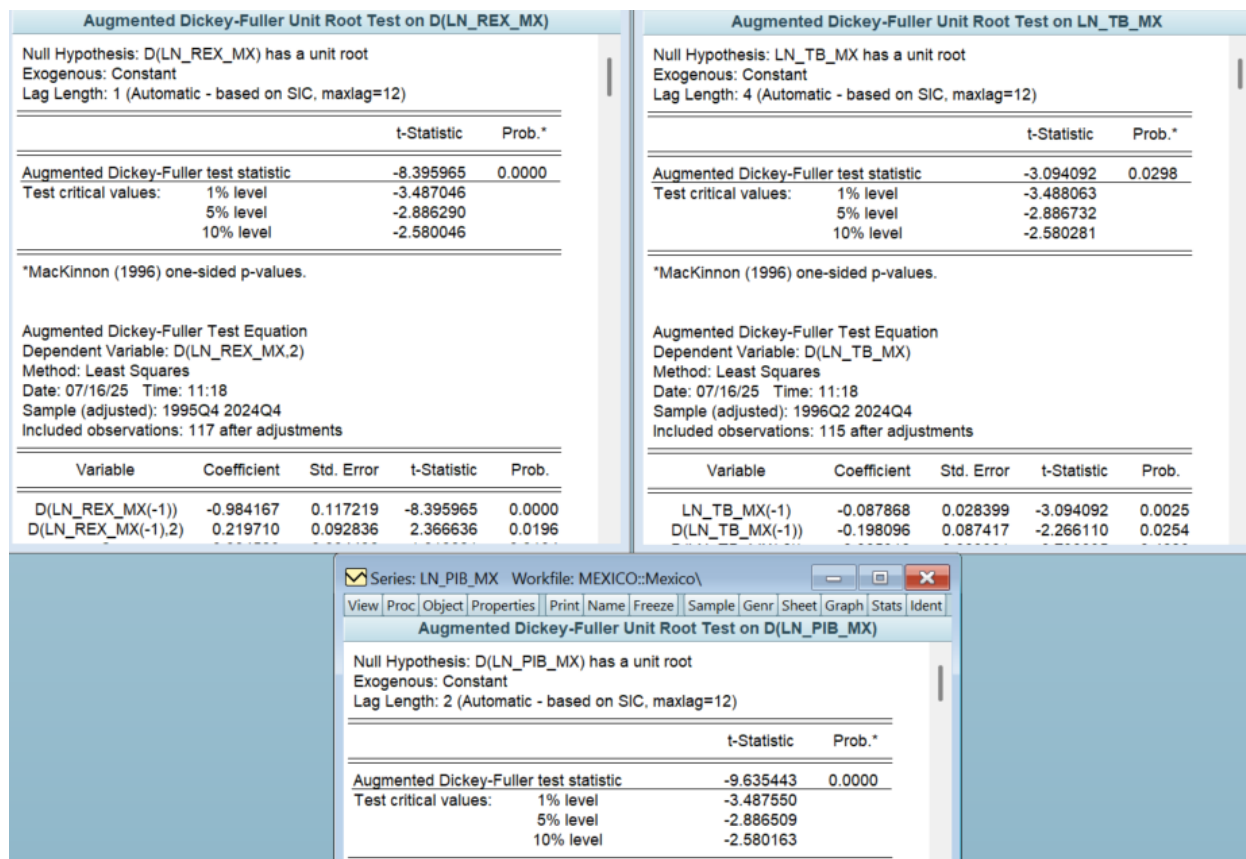


Figura 14: Prueba ADF obtenida desde Eviews

■ ADF Brasil y Chile

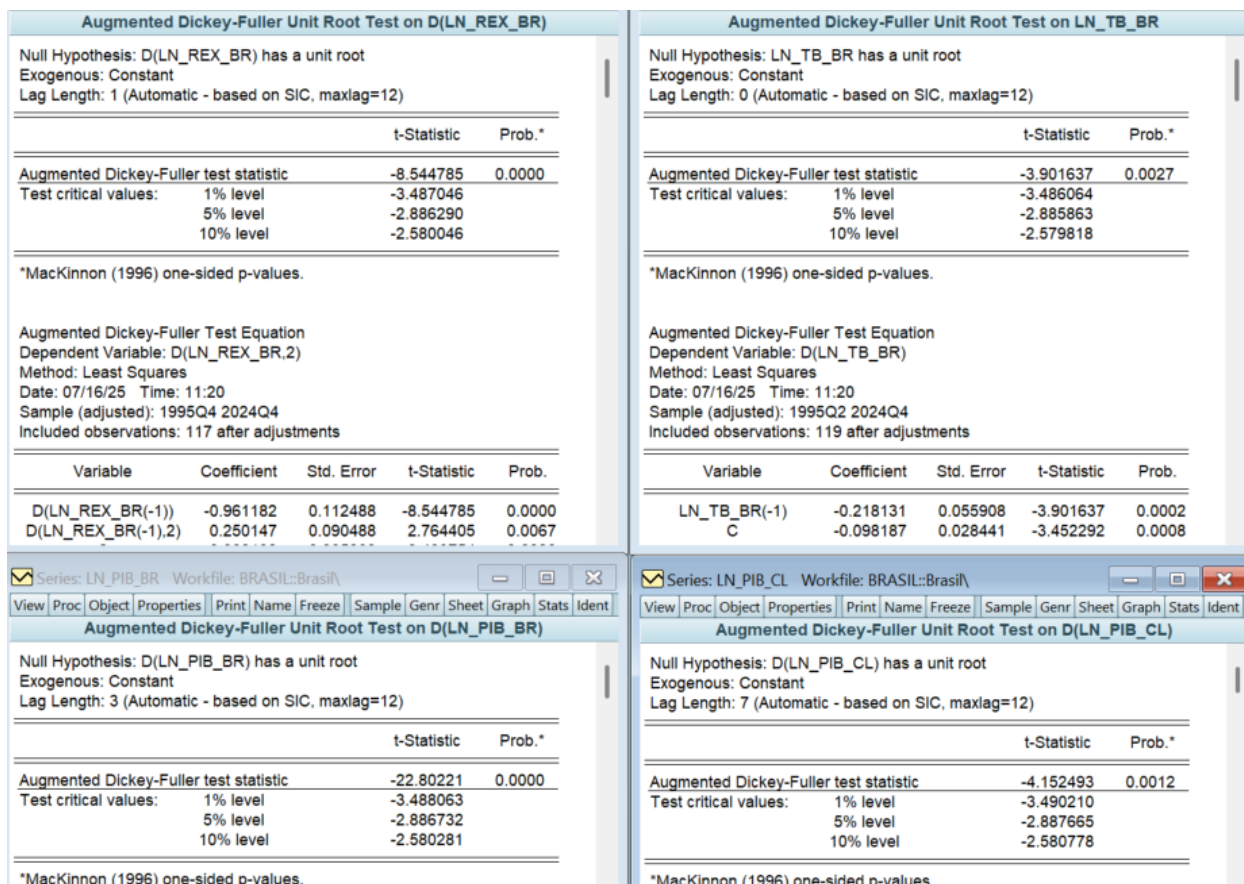
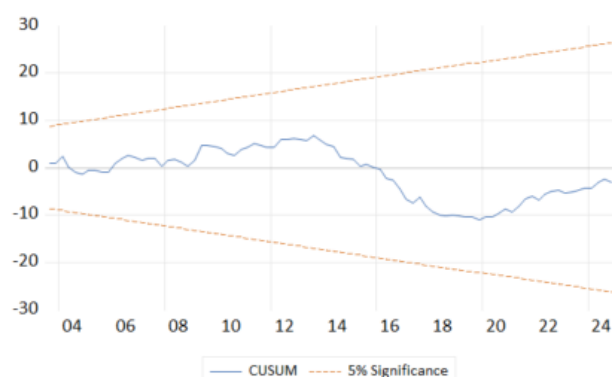
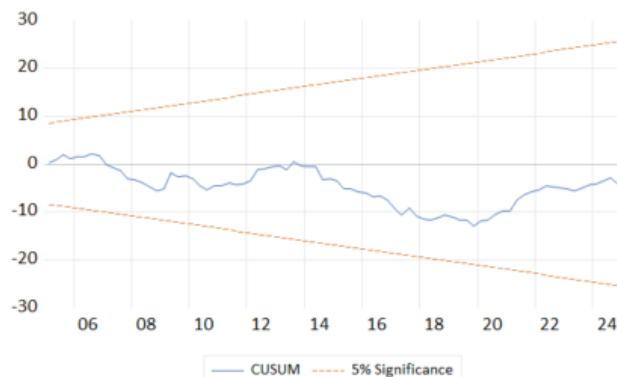


Figura 15: Prueba ADF obtenida desde Eviews

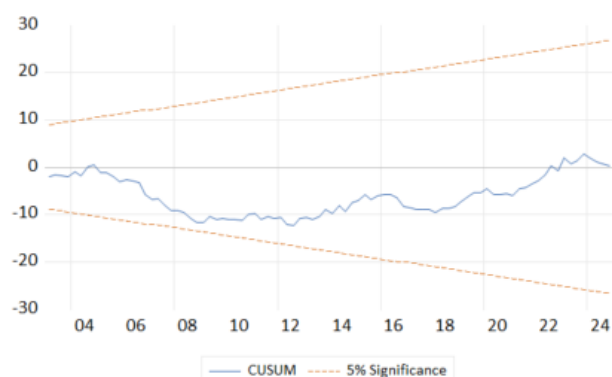
■ CUSUM casos zona geográfica América.



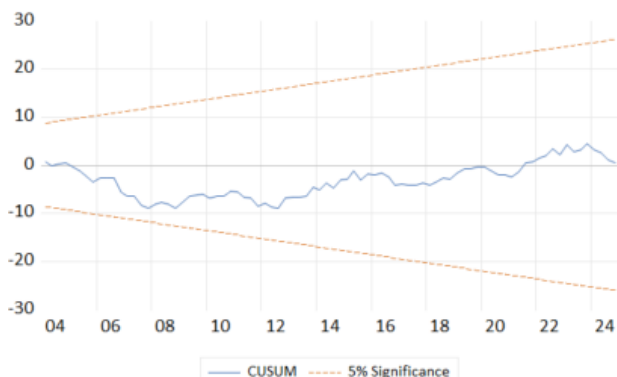
(a) CUSUM modelo ARDL - Brasil



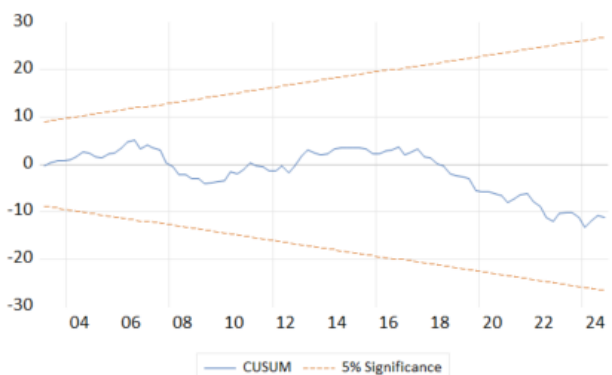
(b) CUSUM modelo NARDL - Brasil



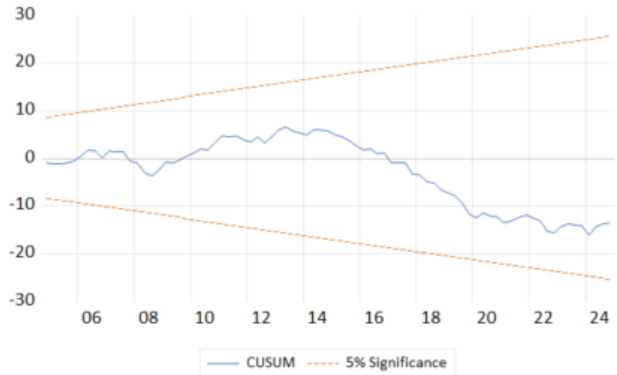
(c) CUSUM modelo ARDL - México



(d) CUSUM modelo NARDL - México



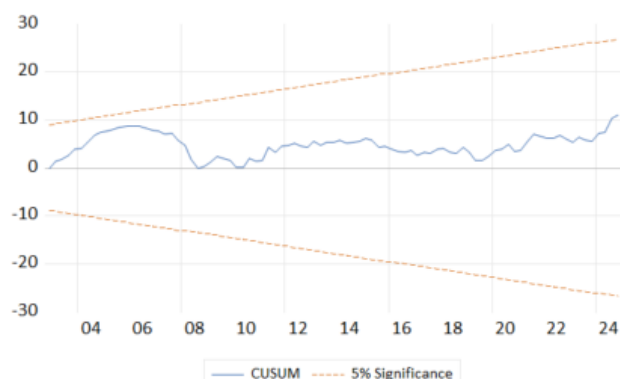
(e) CUSUM modelo ARDL - Estados Unidos



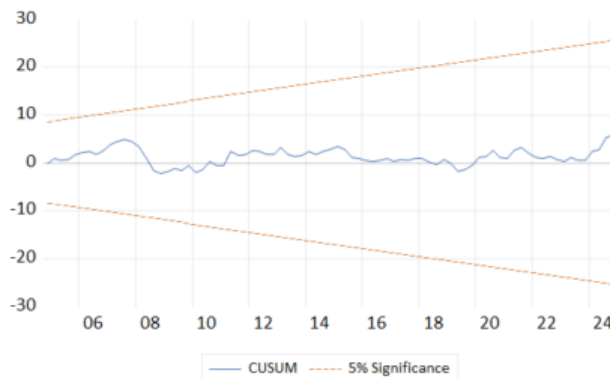
(f) CUSUM modelo NARDL - Estados Unidos

Figura 16: Resultados del test de estabilidad CUSUM para los modelos ARDL y NARDL en países de América. La línea azul representa el estadístico acumulado y las líneas punteadas los límites de significancia al 5 %.

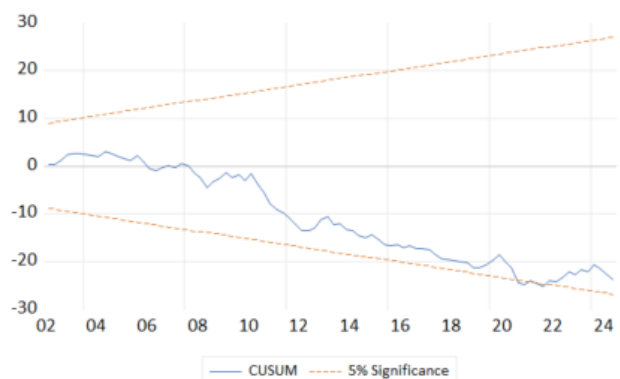
■ CUSUM casos zona geográfica Asia.



(a) CUSUM modelo ARDL - Japón



(b) CUSUM modelo NARDL - Japón



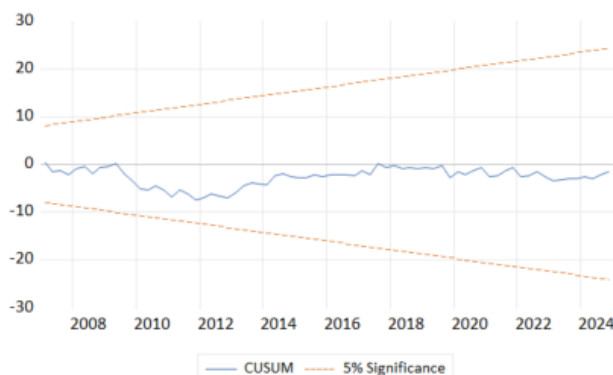
(c) CUSUM modelo ARDL - China



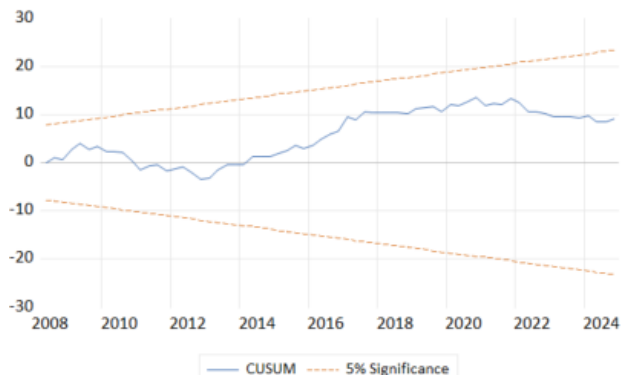
(d) CUSUM modelo NARDL - China

Figura 17: Resultados del test de estabilidad CUSUM para los modelos ARDL y NARDL en países de Asia. La línea azul representa el estadístico acumulado y las líneas punteadas los límites de significancia al 5 %.

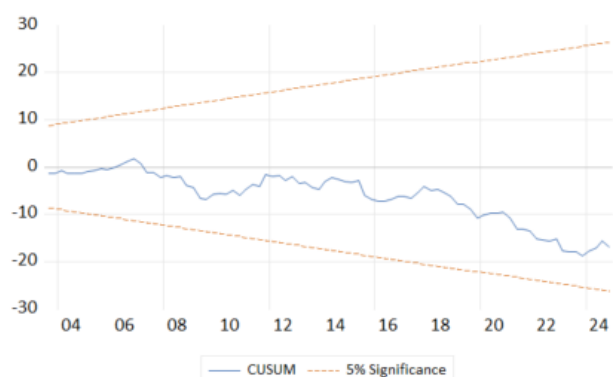
■ CUSUM casos zona geográfica Europa.



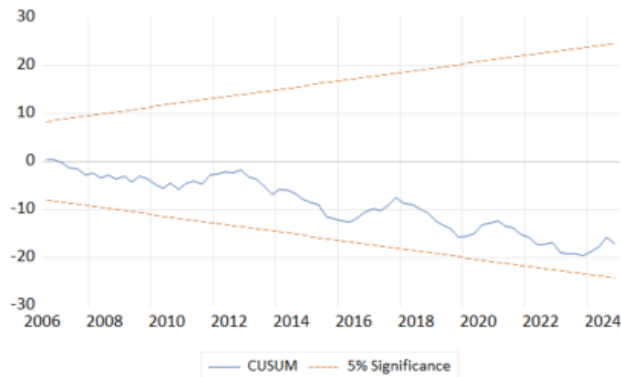
(a) CUSUM modelo ARDL - Alemania



(b) CUSUM modelo NARDL - Alemania



(c) CUSUM modelo ARDL - España



(d) CUSUM modelo NARDL - España

Figura 18: Resultados del test de estabilidad CUSUM para los modelos ARDL y NARDL en países de España. La línea azul representa el estadístico acumulado y las líneas punteadas los límites de significancia al 5 %.