

**UNIVERSIDAD DEL BÍO-BÍO
FACULTAD DE CIENCIAS EMPRESARIALES
DEPARTAMENTO DE GESTIÓN EMPRESARIAL
MAGISTER EN DIRECIÓN DE EMPRESAS**



UNIVERSIDAD DEL BÍO-BÍO

TRANSMISIÓN ESPACIAL DE PRECIOS DEL MERCADO DEL MAÍZ

Alumna:
Srta. Verónica Lizama Fuentes.

Profesor Guía:
Sr. Juan Cabas Monje.

Tesis para optar al Grado de Magister en Dirección de Empresas.

Chillán, Julio de 2014

AGRADECIMIENTOS

Agradecer; la vida es tan inesperada, te cruza con personas y te sorprende con su jugada magistral. La vida me puso a Cristian Valenzuela Rivera, la persona que gano íntegramente este espacio. Gracias.

INDICE GENERAL

AGRADECIMIENTOS.....	2
INDICE GENERAL.....	3
ÍNDICE GRAFICOS.....	5
ÍNDICE DE CUADROS.....	6
ÍNDICE DE FIGURAS.....	7
INTRODUCCION.....	1
JUSTIFICACION.....	2
OBJETIVOS DE LA INVESTIGACIÓN.....	4
CAPÍTULO I ANTECEDENTES RELEVANTES DEL MERCADO DEL MAIZ.....	5
1.1. Mercado mundial del maíz.....	6
1.1.1. Producción a nivel mundial del maíz.....	6
1.2. Mercado nacional del maíz.....	9
1.3. Análisis del Sector Industrial del maíz en Estados Unidos, Argentina y Chile.....	10
CAPÍTULO II MARCO TEÓRICO Y METODOLOGÍA.....	13
2.1. Marco teórico.....	14
2.1.1. Ley de precio único.....	17
2.1.2. Rigidez de precios.....	19
2.1.3. Causas de la rigidez de precios.....	25
2.1.3.1. El poder del mercado.....	25
2.1.3.1.1. La estructura competitiva del mercado.....	25
2.1.3.1.2. Información imperfecta del mercado.....	26
2.2. Metodología.....	27
2.2.1. Análisis de Cointegración Lineal.....	28
2.2.2. Análisis de Cointegración por Umbral.....	29
2.2.3. Modelo de Corrección de Error Asimétrico con Cointegración Umbral.....	30
CAPÍTULO III ANALISIS DESCRIPTIVO, RESULTADOS Y CONCLUSIONES.....	32
3.1. Análisis descriptivos de los precios de Chile, Argentina y Estados Unidos.....	33
3.1.1. Datos.....	33
3.1.2. Análisis descriptivo de los precios en Chile.....	33
3.1.3. Análisis descriptivo de los precios en Argentina.....	35

3.1.4.	Análisis descriptivo de los precios en Estados Unidos.....	38
3.2.	Análisis estadístico de las series de tiempo de Chile, Argentina y Estados Unidos.	40
3.2.1.	Estacionariedad de las series de tiempo de Chile, Argentina y Estados Unidos.	40
3.3.	Transmisión de precios del maíz entre Chile – Argentina.....	42
3.3.1.	Análisis estadístico: Cointegración.....	42
3.3.2.	Análisis estadístico: Modelo de Cointegración por Umbral.....	44
3.3.3.	Análisis estadístico: Modelo de Corrección de Error con Cointegración por Umbral para los países de Chile - Argentina.....	45
3.3.4.	Análisis estadístico: Modelo de Corrección de Errores Simétrico entre Chile – Argentina.....	49
3.4.	Transmisión de precios del maíz entre Chile – Estados Unidos.	53
3.4.1.	Análisis estadístico: Cointegración.....	53
3.4.2.	Análisis estadístico: Modelo de Cointegración por Umbral.....	54
3.4.3.	Análisis estadístico del Modelo de Corrección de Error con Cointegración por Umbral para los países de Chile - Estados Unidos.....	55
3.4.4.	Análisis estadístico: Modelo de Corrección de Errores Simétrico entre Chile – Estados Unidos.....	59
3.5.	Conclusión.....	63
BIBLIOGRAFÍA.....		68
ANEXO I.....		71
Anexo II.....		77

ÍNDICE GRAFICOS

Grafico 1.1: Producción mundial por miles de hectáreas.	6
Grafico 1.2: Producción total mundial por miles de toneladas.	7
Grafico 1.3: Principales productores a nivel mundial.	8
Grafico 1.4: Producción, consumo e importaciones nacional.	10
Grafico 3.1: Histograma del precio del maíz en Chile (FOB US\$/toneladas)	34
Grafico 3.2: Tendencia de los precios en Chile.	34
Grafico 3.3: Box-Plot de estacionalidad de los precios del maíz en Chile.	35
Grafico 3.4: Histograma del precio del maíz en Argentina (FOB US\$/toneladas)	36
Grafico 3.5: Tendencia de los precios en Argentina.	37
Grafico 3.6: Box-Plot de estacionalidad de los precios del maíz en Argentina.	37
Grafico 3.7: Histograma del precio del maíz en Estados Unidos (FOB US\$/toneladas).....	38
Grafico 3.8: Tendencia de los precios en Estados Unidos.	39
Grafico 3.9: Box-Plot de estacionalidad de los precios del maíz en Estados Unidos.....	39

ÍNDICE DE CUADROS

Cuadro 1.1: Balance comercial del maíz a nivel mundial.....	9
Cuadro 2.1: Formas de rigidez en la transmisión de precios.....	24
Cuadro 3.1: Pruebas de raíz unitaria para Chile, Argentina y Estados Unidos.	41
Cuadro 3.2: Diferenciación de orden I para Chile, Argentina y Estados Unidos.	42
Cuadro 3.3: Johansen; Prueba Trace Chile – Argentina.	43
Cuadro 3.4: Johansen; Prueba Maximal Eigenvalue o Prueba de Máximo Valor Propio Chile – Argentina.....	43
Cuadro 3.5: Resultados de Engle-Granger y Cointegración por Umbral para los precios del maíz de Chile - Argentina.....	45
Cuadro 3.6: Resultados del Modelo de Corrección de Errores Asimétrico con Cointegración por umbral para los precios del maíz de Chile - Argentina.	48
Cuadro 3.7: Modelo de Corrección de Errores Simétricos, según criterio BIC.	50
Cuadro 3.8: Modelo de Corrección de Errores Simétricos, según criterio AIC.	51
Cuadro 3.9: Johansen; Prueba Trace Chile – Estados Unidos.	53
Cuadro 3.10: Test de Johansen; Prueba Maximal Eigenvalue o Prueba de Máximo Valor Propio Chile – Estados Unidos.....	54
Cuadro 3.11: Resultados de Engle-Granger y Cointegración por Umbral para los precios del maíz de Chile - Estados Unidos.....	55
Cuadro 3.12: Resultados del Modelo de Corrección de Errores Asimétrico con Cointegración por umbral para los precios del maíz de Chile – Estados Unidos.....	58
Cuadro 3.13: Modelo de Corrección de Errores Simétricos, según criterio BIC.....	60
Cuadro 3.14: Modelo de Corrección de Errores Simétricos, según criterio AIC.....	61

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 2.1: Modelo de equilibrio espacial.	15
Figura 2.2: Tipos de asimetría en transmisión de precios.....	20

INTRODUCCION.

El maíz es considerado uno de los productos agrícolas de mayor importancia estratégica, debido a la diversidad de sus usos, ya que es ocupado tanto para la alimentación humana como para la alimentación de aves, cerdos y bovinos, entre otros, e incluso para la creación de fuentes de energía como el etanol. En esta presente investigación se pretende verificar la existencia de asimetría en la transmisión de precios de este *commodity* en Chile, Argentina y Estados Unidos, con la finalidad de observar algún mercado dominante que influya en los cambios en los precios, Para ello se presenta justificación de la investigación y sus objetivos. Así, en el primer capítulo se realiza una breve descripción de la producción del maíz tanto a nivel nacional como internacional, luego en el segundo capítulo, se referencia en una primera parte al marco teórico de la investigación en donde se analiza la teoría de la trasmisión de precio y la ley de precios único. En la segunda parte se enfoca a describir los diferentes métodos estadísticos que se aplican para llevar a cabo el análisis. En el tercer capítulo se realiza un análisis descriptivo de los precios transformados a serie de tiempo de los tres países, para posteriormente realizar el análisis estadístico mediante la utilización del programa estadístico R y finalmente, se procede a exponer una conclusión respecto al tema.

JUSTIFICACION.

El estudio de la relación de los precios en mercados separados espacialmente ha sido ampliamente investigado bajo diferentes ópticas. De esta manera la integración espacial de mercados, bajo la teoría de la ley de precio único hace alusión al libre flujo de bienes e información a través del espacio, que en condiciones de mercados eficientes garantizan que la diferencia de un bien en mercados geográficamente separados no sea superior al coste de transacción, no obstante, esta teoría se ha ido reformulando a través del tiempo bajo el concepto de “transmisión de precios”, en donde se expone que los precios en mercados integrados se determinan bajo mutua dependencia, dado que los cambios en el precio de un mercado se reflejan en los cambios de los precios de otros mercados, observándose comportamientos similares y generando una relación de equilibrio entre ellos, de esta manera se hace alusión al tiempo que se necesita para obtener nuevamente el equilibrio y la magnitud de la variación de los precios en cada mercado.

No obstante en mercados segmentados generalmente se transmite información imprecisa que distorsiona la efectividad de las decisiones de producción y comercialización a causa de factores tales como la concentración del mercado, los costos de transacción elevados, entre otros,

De esta manera, la finalidad de esta investigación es conocer la naturaleza de la transmisión de precios en los diferentes mercados, ya que es de suma importancia para todos los actores, dado que sirve como información objetiva; en otras palabras, la falta de transmisión implica una reducción de la información disponible

en el mercado afectando directamente los procesos de toma de decisiones de los diversos participantes, especialmente a los pequeños y medianos agricultores puesto que una buena transmisión de precios es indispensable para que estos sean capaces de visualizar el comportamiento del mercado futuro y a la vez logren formular estrategias para ser más competitivos. Por otra parte este tipo de estudio es utilizado por el gobierno para implementar políticas públicas, que garanticen el bienestar de los diversos agricultores que en definitiva son los que necesitan mayor protección, dado que poseen menor poder entre los diversos agentes del mercado. Es por ello que este estudio tiene por objetivo verificar la existencia de transmisión de los precios mensuales del maíz en los países de Chile, Argentina y Estados Unidos para el periodo comprendido entre 1975 y 2012. Cabe destacar que se escogió a Argentina y Estados Unidos para llevar a cabo el análisis de cointegración, ya que estos países son los que poseen mayor relevancia en el mercado del maíz en el continente sudamericano y a nivel mundial respectivamente en materia de importaciones.

OBJETIVOS DE LA INVESTIGACIÓN

Objetivo general.

- Analizar la transmisión espacial de precios del maíz entre Chile, Argentina y Estados Unidos.

Objetivo específico.

- Describir el mercado del maíz chileno e internacional.
- Describir estadísticamente las series temporales de precios de maíz de Chile, Argentina y Estados Unidos.
- Determinar los modelos de transmisión de precios espacial para el maíz de Chile, Argentina y Estados Unidos.

CAPÍTULO I

ANTECEDENTES RELEVANTES DEL MERCADO DEL MAÍZ.

El presente capítulo se detallara la coyuntura internacional y nacional del mercado del maíz. Para luego realizar una breve descripción del sector industrial del maíz tanto en Chile, como en Argentina y Estados Unidos.

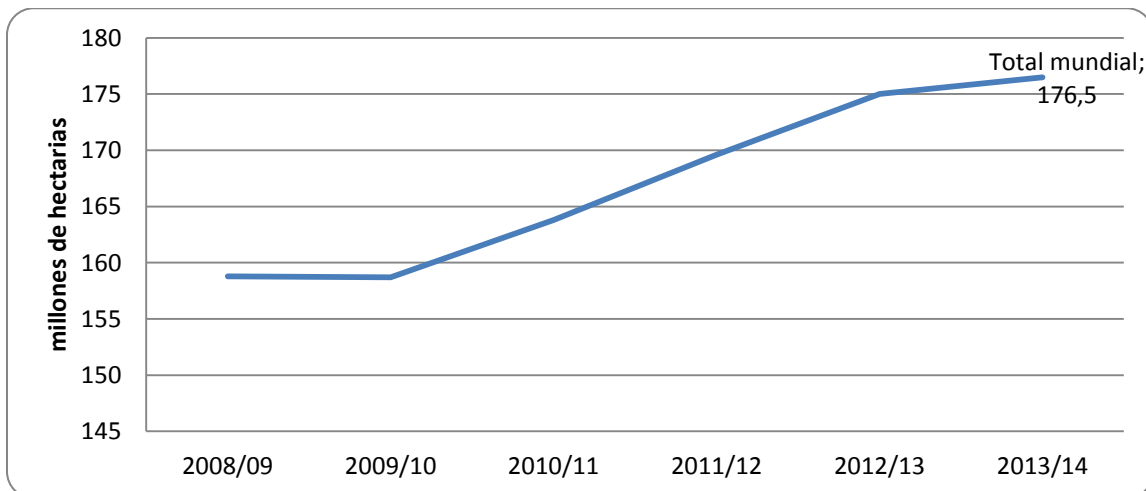
1.1. Mercado mundial del maíz.

El maíz es un insumo agrícola originario de México, no obstante este producto ya se cultiva en toda la tierra, siendo parte de los principales cereales consumidos mundialmente junto con el arroz y el trigo. Se utiliza principalmente tanto para la alimentación humana como animal, y últimamente también se ha destinado para producción la de almidón y sus derivados entre el que se destaca su utilización como aditivo para la gasolina.

1.1.1. Producción a nivel mundial del maíz.

La superficie plantada de maíz a nivel mundial ha ido en ascenso actualmente se registran 176,5 millones de hectáreas, con un incremento del 10,02% con respecto a la temporada 2008/09. Cifra que ha cambiado enormemente si tomamos en cuenta que las plantaciones a principios de los noventa correspondían a 127 millones de hectáreas.

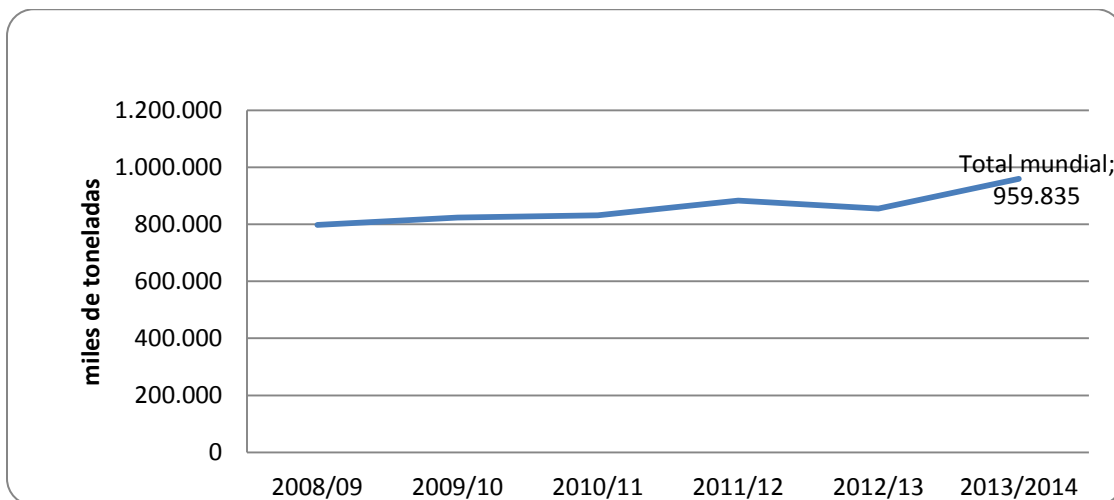
Grafico 1.1: Producción mundial por miles de hectáreas.



Fuente: Elaboración propia con datos entregados por Oficina de estudios y políticas Agrarios, (ODEPA 2013).

En términos generales Estados Unidos, China, Brasil, Argentina y México representan el 71,2% del mercado global y el 28,8% restante está compuesto por más de 100 naciones. De esta manera se estima que la producción de maíz a nivel mundial es de 959 mil toneladas, con una variación positiva del 16,9 % respecto el año anterior.

Grafico 1.2: Producción total mundial por miles de toneladas.



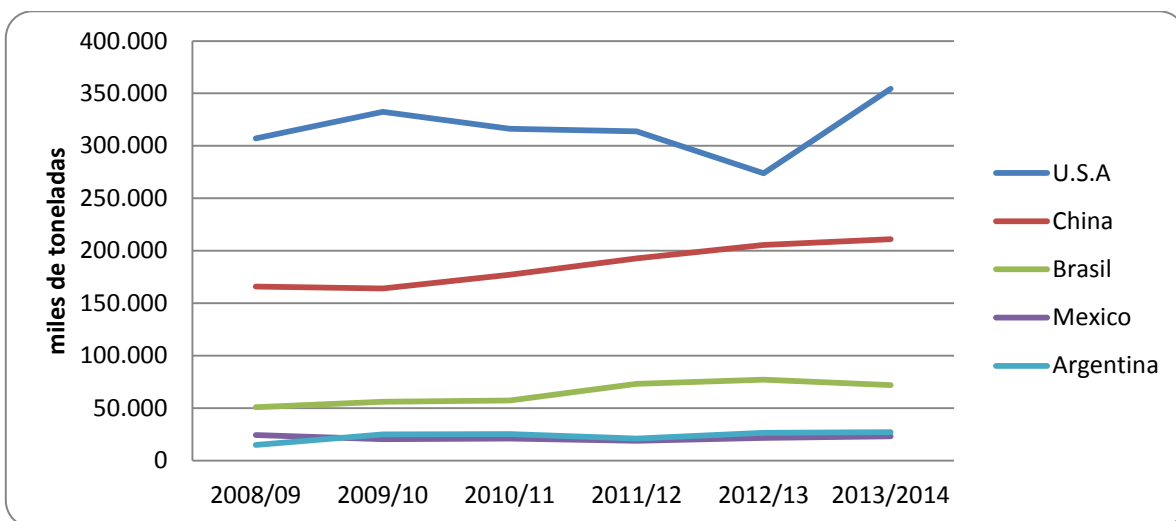
Fuente: Elaboración propia con datos entregados por ODEPA, (2013).

Dentro de los principales productores a nivel mundial encontramos a Estados Unidos, el cual según los datos entregado por ODEPA, (2013) posee una participación de un 38,9% de la producción mundial con 354 mil toneladas, presentando una variación positiva del 13,3% entre las temporadas 2008/09–2013/14. La potente participación de Estados Unidos es explicada por las diversas políticas agrícolas que se han implementado en este país, dado que estas entregan subsidios a los productores, otra razón importante a destacar son los nuevos usos que se le han dado al maíz, ya que es utilizado para la elaboración de etanol.

En este sentido cabe destacar que en el Acta de Energía de Estados Unidos, se estableció como meta una producción nacional de etanol de 30 millones de litros para el año 2012, con el objetivo de bajar los niveles de consumo de gasolina.

Por otra parte Argentina es el cuarto país con mayor producción a nivel internacional representando un 2,9% de la producción total mundial, correspondiente a 27,000 mil toneladas, con un aumento del 44,4% con respecto a las temporadas anteriormente analizadas. Esta gran variación en su producción ha permitido a este país volver a recuperar su participación de mercado. Por otra parte al igual que en Estados Unidos, Argentina definió como política energética que cualquier combustible comercializado posea un 5% de biocombustible como medida para reducir el consumo de gasolina, también se estipuló como objetivo centrarse en la exportación de etanol, razones suficientes para explicar el aumento de la producción.

Grafico 1.3: Principales productores a nivel mundial.



Fuente: Elaboración propia con datos entregados por ODEPA, (2013).

En cuanto a las transacciones de intercambio comercial se puede observar que esta cifra asciende a 97 millones de toneladas, entre los que se destaca Brasil con 27 millones de toneladas, Argentina con 22 millones de toneladas y Estados Unidos con 17,5 millones de toneladas. Cabe destacar que la variación del volumen de comercio entre las temporadas 2012/13 y 2009/10 es de 5,02%.

Cuadro 1.1: Balance comercial del maíz a nivel mundial.

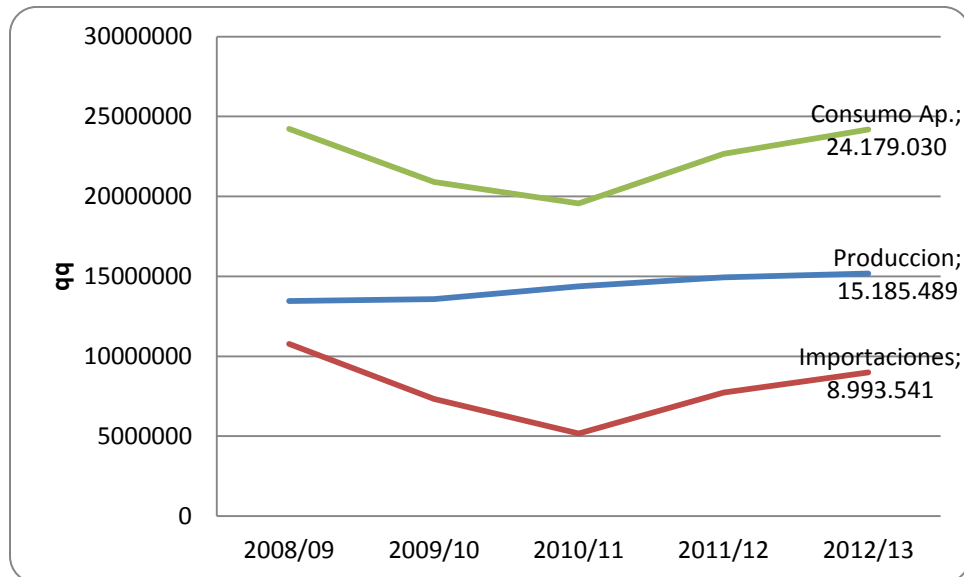
Años	Stock Inicial	Producción	Demanda	Comercio	Stock Final	Relación
2009/10	147.2	824.1	818.8	92.7	146	17.8
2010/11	146	831.6	850.4	91.7	128.2	15
2011/12	128.2	883.2	862	103.7	132.4	15.3
2012/13	132.4	855	870.7	97.6	123.5	14.1

Fuente: Elaboración propia con datos proporcionados por ODEPA, (2013).

1.2. Mercado nacional del maíz.

En cuanto a la evolución de la superficie y la producción, en Chile ha ocurrido un marcado progreso desde la fuerte caída experimentada en las temporadas 1998/99 y 1999/00, en que se llegó a plantar 69.275 hectáreas. Actualmente la producción fue de 15 millones de toneladas de maíz y se importó aproximadamente 9 millones de toneladas, es decir el mercado interno no es suficiente para cubrir el consumo el cual bordea los 24 millones de toneladas anuales. De esta manera según ODEPA, (2013) el desarrollo de la economía del maíz en Chile muestra una leve pero sostenida tendencia al incremento a partir del 2009, lo cual se expresa tanto en superficie como en rendimientos, lo que señala que el crecimiento no es puramente extensivo, sino que también incorpora la tecnología necesaria para la obtención de mejores resultados, dadas las condiciones agroclimáticas.

Grafico 1.4: Producción, consumo e importaciones nacional.



Fuentes: Elaboración propia sobre la base de la información ODEPA.

1.3. Análisis del Sector Industrial del maíz en Estados Unidos, Argentina y Chile.

La cadena de maíz de modo general está constituida por la producción primaria, silos que poseen la capacidad de acopio y en menor porcentaje también integran el sector de transformación, ya que poseen planta procesadora para la alimentación humana en donde se obtiene como producto final harina de maíz, maicena entre otras cosas. Otra alternativa es centrarse en la elaboración de subproductos como biopolímeros y adhesivos. También puede destinarse para la alimentación de aves y bovinos. Actualmente existen países como Estados Unidos y Argentina que han utilizado este cereal para la producción de etanol.

El sector primario de maíz en los tres países Chile, Argentina y Estados Unidos, son básicamente parecidos, ya que estos poseen una bajo nivel de concentración, es decir existen muchos productores en cada mercado. No así en el eslabón de transformación en donde se observa una mayor concentración, más aun en nuestro país donde sólo existen dos agentes relativamente importantes que

poseen gran poder comprador, pertenecientes principalmente a la industria avícola y porcina.

Por otro lado estos países también poseen características diferenciadoras tanto para el sector productivo, como para su transformación, dado que el proceso de comercialización del producto es muy distinto incidiendo directamente en la competitividad. Así de esta manera la presencia de mercados financieros que funcionan correctamente en Estados Unidos y Argentina han incapacitado que las empresas concentradas utilicen su poder de mercado en pos del beneficio propio.

Otra diferencia entre estos países es la profundidad de cada mercado y las diferencias de acceso a la información existente. También se observa la escasa capacidad de acopio y secado en los propios productores chilenos, característica que le significa una merma en de su poder de negociación. En cuanto a la variable “costo del producto” también difiere en estos países puesto que en Chile el costo del maíz es superior al 50% en comparación con Estados Unidos y Argentina. Ante esta situación el sector de transformación específicamente las industrias avícola y porcina aplican estándares de eficiencia productiva para poder competir en los diversos mercados.

Cabe destacar que según estudios realizados por ODEPA (2013), señalan que la competitividad en Chile es reducida, salvo el factor sanidad, ya que en la mayoría de los casos el maíz nacional tiene un menor porcentaje de grano partido y polvo que el importado, lo cual se explica porque el maíz nacional, en su traslado desde el predio a la planta elaboradora de raciones, es cargado y descargado menos veces que el maíz importado, esta característica implica que el maíz nacional tiene menor probabilidad de presentar hongos, cuya presencia está ligada a la existencia de grano partido y al almacenaje en condiciones no óptimas.

En resumen se puede concluir que existir la posibilidad de distorsiones debido a las políticas agrícolas efectuadas por Estados Unidos y Argentina, puesto que

ambos gobiernos han incentivado la producción interna de maíz a través de pagos directos y facilidades en los créditos, lo que se traduce en un escudo para los agricultores frente a las fluctuaciones en el precio del producto y al mismo tiempo deriva en un aumento de la producción. No obstante, a pesar de ello, se observa un alto nivel de competitividad en los tres países. Estados Unidos respalda su competitividad en función de la evolución del consumo interno, principalmente a través de carnes blancas como el pollo. Así este país se ha convertido en el segundo exportador de carne de ave a nivel global, el cual es antecedido por Brasil. Por su parte Argentina ha ido aumentando su participación de mercado mediante la práctica de buenas condiciones sanitarias, esta característica le permitió incrementar sus exportaciones, cuando diferentes países de destino presentaron problemas sanitarios. Por otra parte también se debe tener presente que el costo de la mano de obra argentina es parecida a la de chilena pero diferente a la de Estados Unidos, factor importante al evaluar la competitividad. Finalmente es fundamental destacar las diversas medidas económicas que ha realizado Argentina para detener la inflación, puesto que estas han incidido en una reducción del precio al compararlo con el precio internacional. En cuanto a Chile, la industria maicera es realmente eficiente por lo que se destaca una productividad mayor a la de Estados Unidos y Argentina, lo que retribuye el alto costo del maíz. Es por ello que este estudio posee la finalidad verificar si los precios tanto de Estados Unidos como de Argentina tienen algún tipo de incidencia, ya sea positiva o negativa en los precios nacionales.

CAPÍTULO II

MARCO TEÓRICO Y METODOLOGÍA

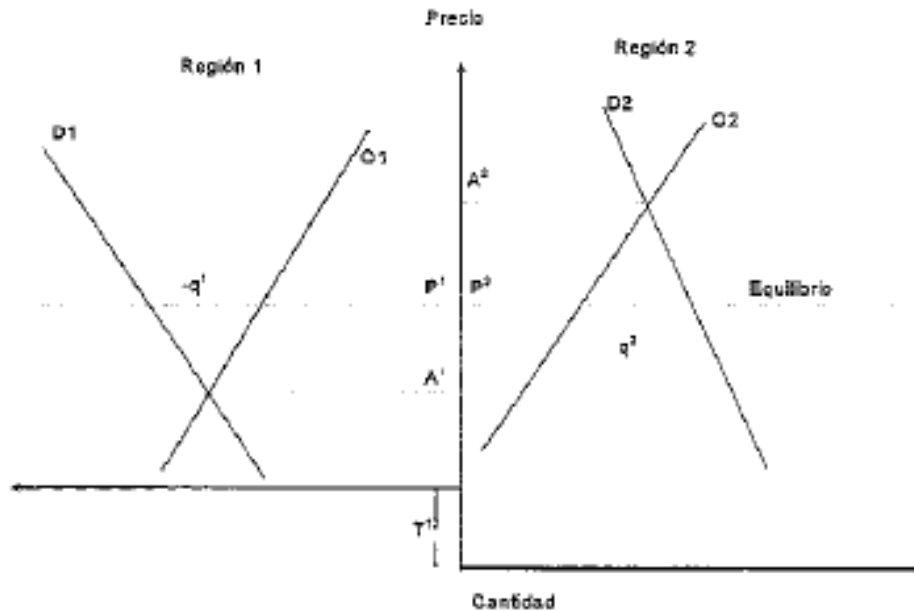
El presente capítulo, se divide en dos secciones. En el primer apartado se ofrece una justificación teórica sobre la transmisión de precios. De esta manera se hace una introducción de los términos más relevantes de la teoría espacial de precios. Para posteriormente definir el concepto de Ley de precio único. Por último se profundiza en el concepto de asimetría y cuáles son las causas que la originan. En cambio el segundo apartado perteneciente a la metodología encontramos los diferentes métodos estadísticos que se aplicaran en esta investigación para llevar a cabo el análisis de transmisión de precios.

2.1. Marco teórico

La teoría de precios convencional, analiza la determinación de precios y cantidades de equilibrio en una economía en la cual no existe el espacio. La integración de este factor produce que el enfoque del análisis varíe, dado que en equilibrio el precio de dos bienes o servicio homogéneo no tienen por qué ser iguales, puesto que pueden variar dependiendo de la localización. De esta manera la teoría básicamente propone que el precio interior de un bien, se fija por la intersección de la oferta y la demanda local. No obstante las funciones de oferta y demanda varían entre mercados espacialmente separados y por ende los precios de equilibrio interno darán como resultado una diferencia entre ambos mercados. Así el precio elevado en determinado mercado se mantendrá, hasta cuando los productores de los demás mercados no observen que compensa transportar sus bienes o servicios al mercado que mantiene precios más elevados. De esta forma si el diferencial de precios entre dos mercados es mayor que el costo de transporte, los productos o servicios se movilizarán desde el mercado con bajos precios al mercado que maneja altos precios, todo esto bajo el supuesto de libre mercado. Entonces la fuga de bienes y servicios del primer mercado, disminuirá la oferta, lo que se traduce en un aumento del precio interno, mientras tanto se producirá un aumento de la oferta en el segundo mercado, disminuyendo el precio interno, produciéndose el equilibrio espacial según Richardson H., (1973), cuando:

- a) La diferencia de precios se iguala al coste de transporte.
- b) Los flujos de comercio interregionales se compensan.

Figura 2.1: Modelo de equilibrio espacial.



Fuente: Richardson H., 1973

A^1 y A^2 representan los niveles de precios de equilibrio interno, y P^1 y P^2 , los precios de equilibrio espacial, en la región 1 y 2 respectivamente. El coste de transporte desde 1 hasta 2 es T^{12} . Como se ha dibujado en la figura $A^1 < A^2$ y además, $A^2 - A^1 > T^{12}$. Provocándose un flujo de comercio desde la región 1 a la 2, elevándose el precio en la primera ($P^1 > A^1$) y disminuyendo en la segunda ($P^2 < A^1$). A el equilibrio es alcanzado en el punto en el que $P^2 = P^1 + T^{12}$, cumpliéndose que $-q^1 = q^2$; donde $-q^1$ representa las exportaciones netas de las regiones 1 a 2 y q^2 , las importaciones netas que hace la región 2 de la 1.

Cabe destacar que en muchas ocasiones se usa la terminología de “costo de transporte” en lugar de “costo de transacción” que es mucho más preciso. El costo de transacción por la unidad de un producto corresponde al costo de transporte,

además de otros costes relacionados con procesos como la carga, descarga, manejo y seguros.

Es así como la formulación teórica descrita, corresponde básicamente al “modelo de mercados separados espacialmente” o “modelo de equilibrio espacial” donde en definitiva compradores y productores se encuentran concentrados en un número determinado de puntos o mercados separados entre sí por un espacio vacío (económico). A continuación se detallarán los supuestos fundamentales del modelo según Richardson H., (1973):

- a) Se refiere a mercados de un bien homogéneo. De esta manera se asegura que precios distintos no se encuentren ligadas a calidades distintas en un mismo bien, del mismo modo tiene como supuesto que el demandante es indiferente en cuanto al lugar de origen del producto.
- b) No existen restricciones al comercio.
- c) El coste de transacción por unidad de producto es fijo.

Así el objetivo del modelo de equilibrio espacial es proporcionar el conocimiento necesario para comprender la interacción existente entre la oferta y demanda local, unido con los costes de transacción, para la especificación de las combinaciones de las variables precio y cantidad, intercambiadas en equilibrio espacial.

De esta forma en el mercado de capitales se entiende que cuando un mercado actúa de manera eficiente cuando el precio de un producto o servicio, sintetiza toda la información disponible acerca del precio futuro. De la misma forma cuando nos encontramos en un contexto de multimercado, un grupo de mercados es eficiente cuando todos se ajustan instantáneamente y coinciden en un equilibrio estable a raíz de la llegada de la nueva información.

De esta manera, la eficiencia de un grupo de mercados interconectados, entre sí, tiene relación con la dinámica de los precios. Dado que mientras más rápida es la respuesta, mayor es la eficiencia con respecto al flujo de información y el mecanismo de transmisión de precios.

2.1.1. Ley de precio único.

La base en la que se apoya el concepto de mercado integrado anteriormente nombrado, ha apuntado al ámbito interregional, no obstante sigue siendo válida para el ámbito internacional. Sin embargo, si nos enmarcamos en el ámbito de la economía internacional propiamente tal, encontramos lo que se denomina la “Ley de precio único”, la cual postula que en mercados eficientes asumiendo que no hay coste de transporte, ni obstáculos al comercio, los precios en dos mercados diferentes para un bien homogéneo, expresados en una moneda común, están relacionados según Ardeni P. (1989), con la expresión:

$$P_{1t} = EP_{2t} = P_{2t}^* \quad (1)$$

Donde P_{1t} y P_{2t} , son los precios en el mercado 1 y 2 respectivamente y E es el tipo de cambio

Lo anterior se puede generalizar a n mercados, con la siguiente expresión:

$$P_{1t} = \beta_2 P_{2t} + \beta_3 P_{3t} + \dots + \beta_n P_{nt}; \quad \text{Con } \sum_{i=2}^n \beta_i = 1 \quad (2)$$

De esta manera la ley de precio único implica la perfecta integración de los mercados, es decir, estaríamos ante un único mercado, en que los precios se determinan simultáneamente y la diferencia entre ellos se debería únicamente a los costes de transacción. Es decir, el precio del bien, expresado en moneda común, debería ser el mismo en todos los mercados, una vez realizados los ajustes necesarios en relación a los mencionados costes de transacción.

No obstante la ley de precio único se basa en supuestos muy rígidos que generalmente no se formalizan. Según Sexton, R.J; Kling. (1991) el incumplimiento de la ley de precio único puede atribuirse a algunas de las siguientes circunstancias.

- a) Inexistencia de un arbitraje de los precios del bien en cuestión.
- b) Arbitraje imperfecto, debido fundamentalmente, a la existencia de barreras al comercio, sistemas de información incompleta o a la aversión al riesgo. Por ejemplo, una de las consecuencias de no disponer de información completa es la dificultad de conocer con precisión los costes de transacción que permitan ajustar los precios en los diferentes mercados.
- c) Competencia imperfecta entre los mercados comprometidos en el comercio del bien. Sería el caso por ejemplo, de un acceso preferencial a recursos escasos (transporte, crédito) que puede dar lugar a unas diferencias entre los precios de diferentes mercados que no pueden justificarse mediante los costos de transacción.

Según Sanjuán, A.I y Gil J. M.,(1998), estas circunstancias originan una transmisión incompleta de las variaciones de un precio a otro o más bien dicho rigidez de precios, produciéndose así desviaciones de los precios respecto a los valores de equilibrio, aún más en el corto plazo. De esta forma estos niveles de imperfección, además del desconocimiento de los costes de transacción darán lugar a diferentes grados de integración del mercado.

2.1.2. Rigidez de precios.

El ajuste de los precios, en respuesta de los cambios del mercado podría considerarse como una respuesta natural. Sin embargo, podemos observar que existe un dinamismo en la volatilidad de los precios de los alimentos y los productos básicos, provocando una disparidad entre los precios, lo cual se denomina bajo el concepto de rigidez de precios, definida por Blinder et al (1998) como la cualidad por la que los precios de los bienes y servicios se mueven más lentamente que los precios teóricos de mercado en el equilibrio *walrasiano*.

De esta manera el concepto de rigidez de precios está completamente ligado al concepto de asimetría, dado que ante un cambio del precio, la rigidez se muestra de dos formas:

- 1) El precio de los productos no varía.
- 2) El precio de los productos varía pero no en la misma dimensión que la del cambio que lo provoco.

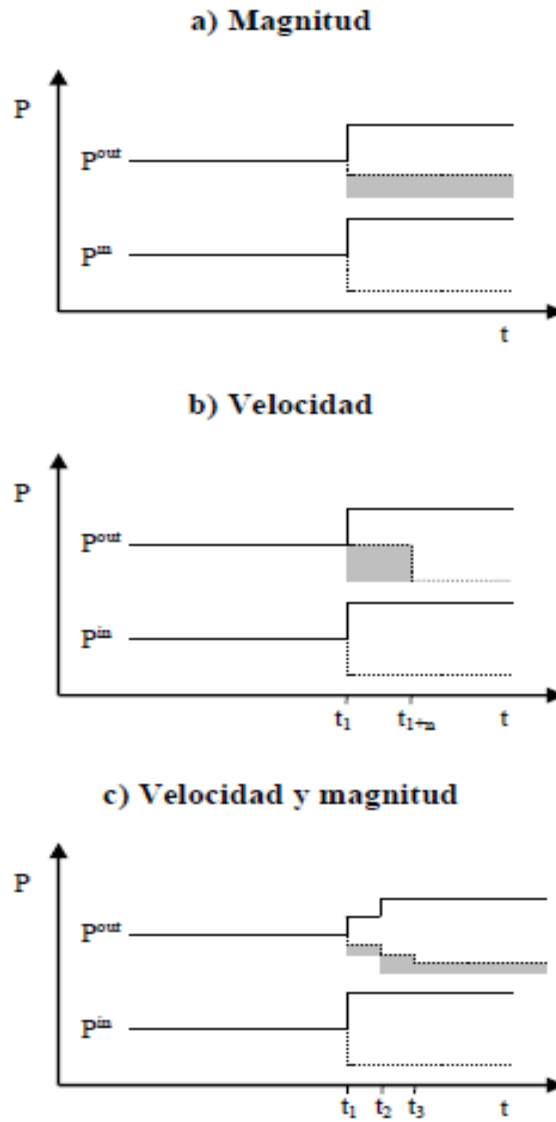
En la última alternativa, nace la probabilidad de que los aumentos de los precios se transmitan de distintas forma que los descensos de los precios, provocando una transmisión de precios asimétrica.

De esta manera según Meyer, J y Von Cramon-Taubadel, S., (2004), clasifican los distintos tipos de asimetría mediante tres criterios:

- 1) Si proviene de la velocidad o la magnitud de la transmisión.
- 2) Si la reacción es más o menos rápida y/o completa a los incrementos y decrementos

3) Si la transmisión de precios es vertical o espacial.

Figura 2.2: Tipos de asimetría en transmisión de precios.



Fuente: Meyer, J y Von Cramon-Taubadel, S., (2004)

De esta forma P^{in} es el precio que efectúa el primer movimiento, ya sea ascendente o descendente y P^{out} el precio que contesta ante el movimiento previamente realizado por P^{in} , según el primer criterio, se realiza la distinción entre la asimetría en la magnitud de transmisión, donde la respuesta de P^{out} a un cambio en P^{in} depende de la dirección del cambio. En cuanto a la asimetría en la velocidad de transmisión, esta depende de la dirección del cambio.

Así en el primer tipo de asimetría en magnitud, un incremento en P^{in} tiene un efecto similar en magnitud absoluta, mientras que un descenso de P^{in} produce un descenso menor en P^{out} . En cuanto al segundo tipo de asimetría en velocidad, P^{in} , tiene un efecto inmediato en P^{out} , no obstante ante un descenso en de P^{in} , la respuesta de P^{out} se tarda en el tiempo, t_{1+n} períodos. También puede existir una combinación de ambos tipos de asimetría tanto en velocidad como en magnitud. De esta manera un incremento en P^{in} requiere dos periodos de tiempo t_1 y t_2 , para ser transmitido completamente a P^{out} , en tanto que un descenso en P^{in} requiere tres periodos t_1 , t_2 y t_3 , sin llegar a transmitirse completamente a P^{out} .

Cabe destacar que la asimetría con respecto a la magnitud origina una transmisión de precios incompleta que se mantiene en el tiempo, es decir una transmisión asimétrica permanente, dado que la diferencia entre ambos precios, ya producido el cambio es diferente a la que existía anteriormente. En cuanto a la asimetría con respecto a la velocidad, provoca una transmisión de precios dispersa en el tiempo, de esta forma se define como una transmisión asimétrica temporal, ya que al final del periodo de transmisión ambos precios aún conservan la misma diferencia entre ellos antes de producirse el cambio. Por último la unión de asimetría con respecto a la velocidad y a la magnitud de transmisión produce una transmisión tanto asimétrica temporal, como permanente.

Por otra parte Meyer, J. y Von Cramon-Taubadel, S., (2004) también categorizan la asimetría en transmisión de precios como positiva o negativa. De esta forma, si la reacción de P^{out} ante un incremento de P^{in} es más rápida o completa que la que tiene lugar ante un descenso de P^{in} , la asimetría se denomina positiva. En cambio si la reacción de P^{out} es más rápida y completa ante un descenso de P^{in} , quiere decir que la asimetría es negativa.

Por último el criterio definido por los autores que hace alusión entre la asimetría en la transmisión de precios vertical, la cual se da entre agentes que componen la cadena de comercialización y la asimetría en transmisión de precios espacial, haciendo referencia a la transmisión de precios que se produce en mercados separados físicamente. En resumen la asimetría tanto espacial como vertical, se puede clasificar tanto según su velocidad y magnitud y según si esta es positiva o negativa.

Si profundizamos un poco en el concepto de los tipos de asimetría, Meyer J. y Von Cramon-Taubadel, S. (2004), confeccionaron una nueva clasificación de cuatro tipos, la cual posibilita distinguir de mejor manera los efectos que tienen los diversos tipos de asimetría en la transmisión de los precios:

- a) Asimetría positiva en velocidad, donde una subida de precio se transmite más rápidamente que una bajada.
- b) Asimetría negativa en velocidad, donde una bajada de precio se transmite más rápidamente que una subida.

- c) Asimetría positiva en magnitud, donde una subida se transmite en igual magnitud que la del movimiento de precio que la provoca, mientras que una bajada no ocurre igual.
- d) Asimetría negativa en magnitud, donde es una bajada de precio la que se transmite en igual magnitud y no una subida.

Por otra parte, Maria Gutierrez et al., (2012), clasificó finalmente la transmisión imperfecta de precios o rigidez en tres vías:

- a) Cuando el precio no varía cuando se produce un cambio.
- b) Cuando el precio no varía en la misma velocidad y dimensión que la del cambio que la provoca, sin importar la dirección del mismo.
- c) Cuando el precio no varía a la misma velocidad y dimensión que la del cambio que lo provoca, dependiendo de la dirección del mismo.

Cuadro 2.1: Formas de rigidez en la transmisión de precios.

Rigidez	Formas de rigidez
1. El precio no varía cuando se produce un cambio.	
2. El precio no varía en la misma dimensión que la del cambio que lo provoca.	Retardo (R): el precio varía con retraso desde el momento en que se produce el cambio.
	Variaciones en magnitud (VM^-): el precio varía en distinta magnitud.
3. El precio no varía a la misma velocidad y dimensión que la del cambio que lo provoca, dependiendo de la dirección del mismo	Asimetría positiva en velocidad (AV^+): la subida de precio se transmite más rápidamente que la bajada.
	Asimetría negativa en velocidad (AV^-): la baja se transmite más rápidamente que la subida.
	Asimetría positiva en magnitud (AM^+): la subida de precio se transmite en igual magnitud que el cambio, no ocurriendo igual en el caso de la subida.
	Asimetría negativa en magnitud (AM^-): la bajada se transmite en igual magnitud que el cambio, no ocurriendo igual que en la subida.

Fuente: Maria Gutierrez et al., (2012)

2.1.3. Causas de la rigidez de precios.

A continuación detallaremos algunas de las diversas causas que provoca la rigidez de precio, propuestas por María Gutiérrez et al (2012):

2.1.3.1. El poder del mercado.

Se refiere a la capacidad de una o un grupo de empresas de influir en el mercado en pos de su utilidad, es decir la capacidad de mantener un precio más alto que el resto de los competidores.

2.1.3.1.1. La estructura competitiva del mercado.

Es cuando existen estructuras no competitivas, es decir que el poder de mercado viene dado por la actuación de un comportamiento común de las empresas existentes, proveniente del temor a perder participación de mercado, de esta manera este comportamiento obstaculiza la trasmisión de precios perfecta ante un cambio en la demanda o los costes. Cabe destacar que el poder de mercado también puede estar presente ante acuerdos entre actores y ante la existencia de información imperfecta.

Los autores Hall, R. y Hitch, C. (1939), ejemplifican esta idea explicando que en un oligopolio, si una determinada compañía disminuye los precios, se infiere que los demás competidores seguirán su comportamiento, esto se traduce en una curva de demanda inelástica donde la variación de precio, repercute en menor medida en la demanda. No obstante, si esta compañía aumenta el precio los competidores no imitaran este comportamiento. Económicamente hablando esta situación es

representada por una curva de demanda elástica, por lo tanto al aumentar el precio, la demanda podría disminuir.

2.1.3.1.2. Información imperfecta del mercado.

Existen muchas empresas que utilizan su poder de mercado y obtienen información imperfecta la que origina una transmisión de precios rígida. En la actualidad vivimos en un mundo globalizado en donde existe un gran acceso a las fuentes de información, no obstante confeccionar estos informes, en muchos casos se vuelve muy costoso, sobre todo para las pequeñas y medianas empresas. Por otra parte en aquellas organizaciones de gran tamaño existen muchos casos donde se posee una estructura jerarquizada y esta característica hace que sea una de las causas de la demora en ajuste de precios en el mercado, dado que se deben pasar por muchos filtros antes que se apruebe un alza o una baja en los precios de los productos. Según Maria Gutierrez et al.,(2012), existen tres dimensiones de la información que poseen directa relación con la eficaz transmisión de precios.

- a) Cantidad: a mayor cantidad de información disponible en el mercado sobre los precios, comportamientos de compra, etc, se desarrollarían mejores estrategias y ajuste de precios que impidan la rigidez de precio.
- b) Calidad: cuanto mayor sea la calidad de la información que se publica, la estrategias de precios se adecuaran mejor a la realidad del mercado y con ello permitirán detectar posibles asimetrías y rigidez en la transmisión de precios.
- c) Tiempo: cuanto menor sea el tiempo que tarde en transmitir la información, tomar decisiones en el menor tiempo posible y exista una rápida respuesta dentro de las empresas, menor es la probabilidad de encontrar asimetría en velocidad de transmisión de precios.

De esta manera, la finalidad de esta investigación es conocer la naturaleza de la transmisión de precios en los diferentes mercados, ya que es de suma importancia para todos los actores, dado que sirve como información objetiva; en otras palabras, la falta de transmisión implica una reducción de la información disponible en el mercado afectando directamente los procesos de toma de decisiones de los diversos participantes. Especialmente a los pequeños y medianos agricultores dado que una buena transmisión de precios es indispensable para que estos sean capaces de visualizar el comportamiento del mercado futuro y a la vez logren formular estrategias para ser más competitivos. Por otra parte este tipo de estudio es utilizado por el gobierno, para formular políticas públicas, que garanticen el bienestar de los diversos agricultores que en definitiva son los que necesitan mayor protección, dado que poseen menor poder entre los diversos agentes del mercado.

2.2. Metodología.

La cointegración, ha sido ampliamente utilizada para investigar la relación entre las variables de precios. Los dos principales métodos que se utilizan, son de cointegración Johansen y Engle-Granger. Ambos métodos asumen relación simétrica entre las variables. No obstante, en los últimos años, la cointegración por umbral se ha utilizado cada vez más en estudios de transmisión de precios. Balke N. y Fomby T. (1997) proponen un enfoque de dos etapas para el examen de cointegración por umbral sobre la base del enfoque, desarrollado por Engle R. y Granger C., (1987). Así Enders W. y Granger C., (1998) y Enders W. y Siklos P. (2001) generalizan aún más la prueba de Dickey - Fuller estándar al permitir la posibilidad de movimientos asimétricos en las series de datos. De esta manera, en este estudio se desarrollarán los métodos de Cointegración lineal, Cointegración por Umbral y Modelos de Corrección de Errores Asimétricos y Simétricos de forma tal, que permita examinar la dinámica de los precios en el mercado del maíz, tanto

en Chile como Argentina y Estados Unidos. Estos modelos serán capaces de evaluar la asimetría de los precios tanto a largo como a corto plazo.

2.2.1. Análisis de Cointegración Lineal

Se debe partir analizando las propiedades de no estacionariedad y el orden de la integración, el cual puede ser evaluado utilizando el Test de Dickey - Fuller (ADF). Si ambas series de precios parecen tener una raíz unitaria, entonces es apropiado para llevar a cabo el análisis de cointegración. Dos alternativas de cointegración ampliamente utilizados son el método de Johansen y Engle-Granger enfoque de dos pasos. El enfoque de Johansen es una generalización multivariante de la prueba Dickey - Fuller. Se concentra en la relación entre el rango de una matriz y sus raíces características en un vector autorregresivo. El enfoque Johansen comienza con un modelo de vectores autorregresivos y luego reformula en un modelo de corrección de errores de vectores de la siguiente manera:

$$X_t = \pi_1 x_{t-1} + \dots + \pi_k x_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1a)$$

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} r_i \Delta x_{t-i} + \Pi x_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1b)$$

Donde X_t es un vector del precio en el mes t del país 1 (A_t) y para el país 2 (E_t); K , es el número de retardos; y ε_t es el término de error. La relación entre los coeficientes de las dos ecuaciones es $r_i = -1 + \sum_{j=1}^i \pi_j$ y $\Pi = -1 + \sum_{h=1}^k \pi_h$; donde I es una matriz identidad. De esta forma se pueden utilizar dos tipos de pruebas para detectar el número de vectores de cointegración, r , entre las variables de X_t , nos referimos a la Prueba de la Traza y la Prueba del Máximo Valor Propio.

En cambio el enfoque de dos etapas de Engle-Granger se centra en la serie temporal de los residuos y trabaja con la asimetría pero sólo a largo plazo. Para este enfoque se formula el siguiente modelo:

$$A_t = \alpha_0 + \alpha_1 E_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta \widehat{\varepsilon}_t = \rho \widehat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^P \vartheta_i \Delta \widehat{\varepsilon}_{t-i} + \mu_t \quad (3)$$

Donde α_0 , α_1 , ρ y ϑ_i son coeficientes, ε_t es el término de error, $\widehat{\varepsilon}_t$ es la residuos estimados, Δ indica la primera diferencia, y P es el número de rezagos. Los residuos estimados ($\widehat{\varepsilon}_t$), se utilizan para llevar a cabo una prueba de raíz unitaria. Si la hipótesis nula de $\rho = 0$ se rechaza, entonces la serie residual de largo plazo equilibrio es estacionaria y las variables A_t y E_t son cointegradas.

2.2.2. Análisis de Cointegración por Umbral.

Las pruebas de cointegración anteriores suponen la transmisión de precios simétrica. Enders, W y Siklos, (2001), proponen un umbral de cointegración de régimen dual mediante un ajuste asimétrico. El modelo alternativo modifica la ecuación (3) de tal manera que:

$$\Delta \widehat{\varepsilon}_t = \rho_1 I_t \widehat{\varepsilon}_{t-1} + \rho_2 (1 - I_t) \widehat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^P \vartheta_i \Delta \widehat{\varepsilon}_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

$$I_t = 1 \text{ si, } \widehat{\varepsilon}_{t-1} \geq T, \text{ o de otra manera} \quad (5a)$$

$$I_t = 1 \text{ si, } \Delta \widehat{\varepsilon}_{t-1} \geq T, \quad (5b)$$

Donde está el indicador de Heaviside, P el número de rezagos, ρ_1 , ρ_2 y ϑ_i los coeficientes, y τ el valor de umbral. El retraso P se especifica a cuenta en serie correlacionada residuos y se puede seleccionar mediante criterios de AIC, BIC o Ljung-Box prueba Q. El indicador de Heaviside se puede especificar de dos

formas: ya sea del residuo rezagado ($\widehat{\varepsilon}_{t-l}$) o el cambio residual rezagado ($\Delta \widehat{\varepsilon}_{t-l}$). Las ecuaciones. (4) y (5a) se refieren al Threshold Autorregressive Model (TAR), mientras que las ecuaciones. (4) y (5b) se nombran como el Momentum Threshold Autorregressive (MTAR). El modelo de TAR está diseñado para capturar posibles movimientos asimétricos en los residuos. En cambio del modelo MTAR, es útil tener en cuenta las variaciones abruptas en los residuos; es especialmente valiosa cuando se cree que el ajuste a exhibir es mayor en una dirección que en la otra. Por otra parte el modelo óptimo para esta investigación entre los cuatro que se exponen TAR, MTAR y sus respectivos consistentes se escogen bajo los criterios AIC (Criterio de Información Akaike) Y BIC (Criterio de Información Bayesiano).

2.2.3. Modelo de Corrección de Error Asimétrico con Cointegración Umbral.

El teorema de representación de Engle, R.F y Granger, (1987), indica que un modelo de corrección de error, puede ser estimada cuando todas las variables en consideración están cointegradas. La especificación asume que el proceso de ajuste debido al desequilibrio entre las variables es simétrico. Sin embargo dos extensiones de la especificación estándar en el modelo de corrección error se han realizado para el análisis de transmisión asimétrica de los precios Granger. C. y Lee, T., (1989), primero extiende a la especificación el caso de ajustes asimétricos. Esto exámenes detallados permiten saber si las diferencias negativas y positivas de precios tienen efectos asimétricos sobre la dinámica del comportamiento de los precios. La segunda extensión sigue el desarrollo de cointegración umbral. Cuando se valida la presencia de cointegración por umbral, el términos de corrección de error se modifica nuevamente.

A continuación se desarrolla en este estudio el siguiente modelo de corrección de error asimétrico con umbral:

$$\Delta A_t = \theta_A + \delta_A^+ E_{t-1}^+ + \delta_A^- E_{t-1}^- + \sum_{j=1}^J \alpha_{AJ}^+ \Delta A_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^J \alpha_{AJ}^- \Delta A_{t-j}^- + \sum_{j=1}^J \beta_{AJ}^+ \Delta E_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^J \beta_{AJ}^- \Delta E_{t-j}^- + \vartheta_{At}$$

(6a)

$$\Delta E_t = \theta_E + \delta_E^+ E_{t-1}^+ + \delta_E^- E_{t-1}^- + \sum_{j=1}^J \alpha_{Ej}^+ \Delta H_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^J \alpha_{Ej}^- \Delta A_{t-j}^- + \sum_{j=1}^J \beta_{Ej}^+ \Delta E_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^J \beta_{Ej}^- \Delta E_{t-j}^- + \vartheta_{Et}$$

(6b)

Donde ΔA y ΔE son los precios en primera diferencia, θ , δ , α y β son los coeficientes, y ϑ es términos de error, los subíndices A y E diferencian los coeficientes por país, t marca el tiempo, y j representa rezagos. Todas las variables de precios rezagados en primera diferencia (es decir, ΔA_{T-j} y ΔE_{T-j}) se dividen en componentes positivos y negativos, como lo indicado por los superíndices $+$ y $-$. J el plazo máximo. El error de los términos de corrección E , definido como $E_{t-1}^+ = I_t \widehat{\varepsilon}_{t-1}$ y $E_{t-1}^- = (1 - I_t) \widehat{\varepsilon}_{t-1}$, son construidos a partir de las regresiones de cointegración umbral en las ecuaciones (4), (5a) y (5b). Se debe tener presente que la definición de los términos de corrección de errores no sólo tiene en cuenta la posible asimetría de precios en respuesta a las perturbaciones positivas y negativas a la desviaciones de equilibrio de largo plazo, sino que también incorpora el impacto de cointegración umbral a través de la construcción del indicador de Heaviside en la ecuación (5a) y (5b). El

CAPÍTULO III

ANÁLISIS DESCRIPTIVO, RESULTADOS Y CONCLUSIONES.

En este presente capítulo en una primera parte se realiza un análisis descriptivo del comportamiento de los diferentes precios del maíz que experimenta tanto Chile como Argentina y Estados Unidos de forma individual. Posteriormente se analiza la estacionariedad de las series de tiempo y su cointegración. Luego se desarrollan los Modelos de Cointegración por umbral TAR, MTAR y sus respectivos consistentes. De esta manera para profundizar aún más en la naturaleza de la asimetría de los datos se analizan los Modelos de Corrección de Errores con Cointegración por Umbral. Por otra parte también se incorpora a esta investigación el Modelo de Corrección de Error Simétrico para aquellos casos que se comprueba la existencia de una buena trasmisión de precios. Por último se presenta la conclusión final del estudio y algunas sugerencias.

3.1. Análisis descriptivos de los precios de Chile, Argentina y Estados Unidos.

3.1.1. Datos.

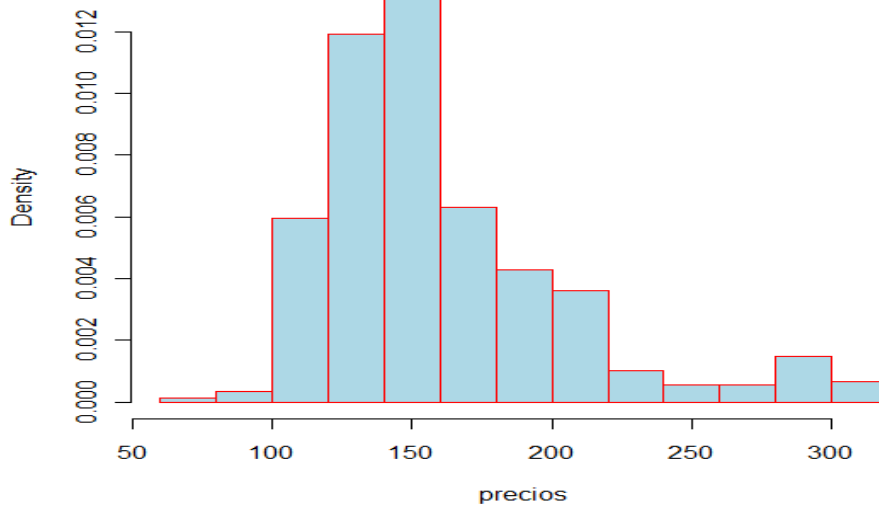
Para la realización de este estudio se extrajeron los datos de ODEPA y el periodo de análisis comprende desde Enero 1975 hasta Enero del 2012, lo que se traduce en 445 observaciones por país. Estos precios son mensuales y corresponden al valor FOB US\$/ton. Para la realización del análisis se utilizó el programa estadístico R, específicamente el paquete apt, el cual sirve para análisis de Cointegración Umbral y el Modelo Corrección de Error Asimétrico y Simétrico.

3.1.2. Análisis descriptivo de los precios en Chile.

Al analizar los precios a lo largo del periodo descrito anteriormente, se puede observar que en Chile el precio máximo asciende a 308 dólares por tonelada de maíz y en cuanto a precio mínimo registrado este fue de 74 dólares por tonelada, de esta manera el precio promedio del maíz del país es de 160 dólares por toneladas.

Por otro lado al ver el histograma podemos observar que la mayor cantidad densidad de datos se encuentra ubicada alrededor del precio de 150 dólares por tonelada. También se puede apreciar que los datos no se comportan en forma normal por lo que los precios son trabajados con logaritmo natural y posteriormente transformados a series de tiempo.

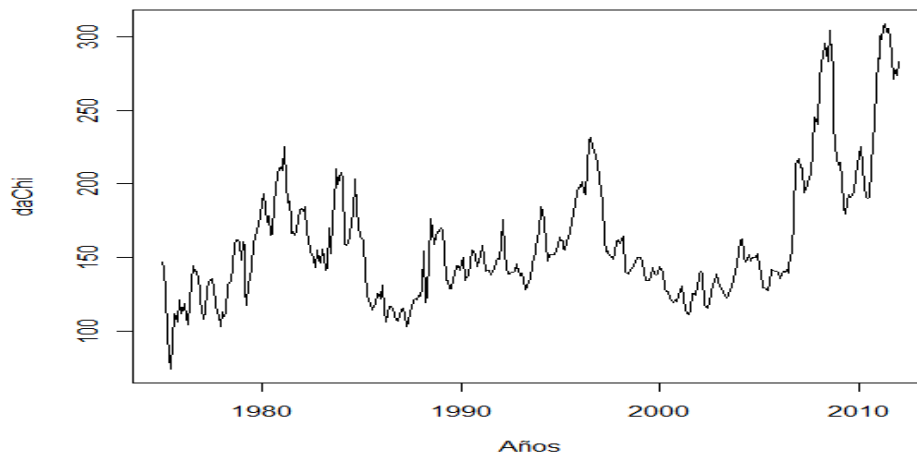
Grafico 3.1: Histograma del precio del maíz en Chile (FOB US\$/toneladas)



Fuente: Elaboración propia con datos entregados por ODEPA (2012)

Por otra parte al observar el grafico 3.2, se extrae que el precio no ha seguido una media constante, tampoco se aprecia alguna tendencia, ni una variabilidad marcada, sin embargo luego de la crisis suprime, cuyo efectos se comenzaron a sentir después del 2008, el precio del maíz fue a la alza.

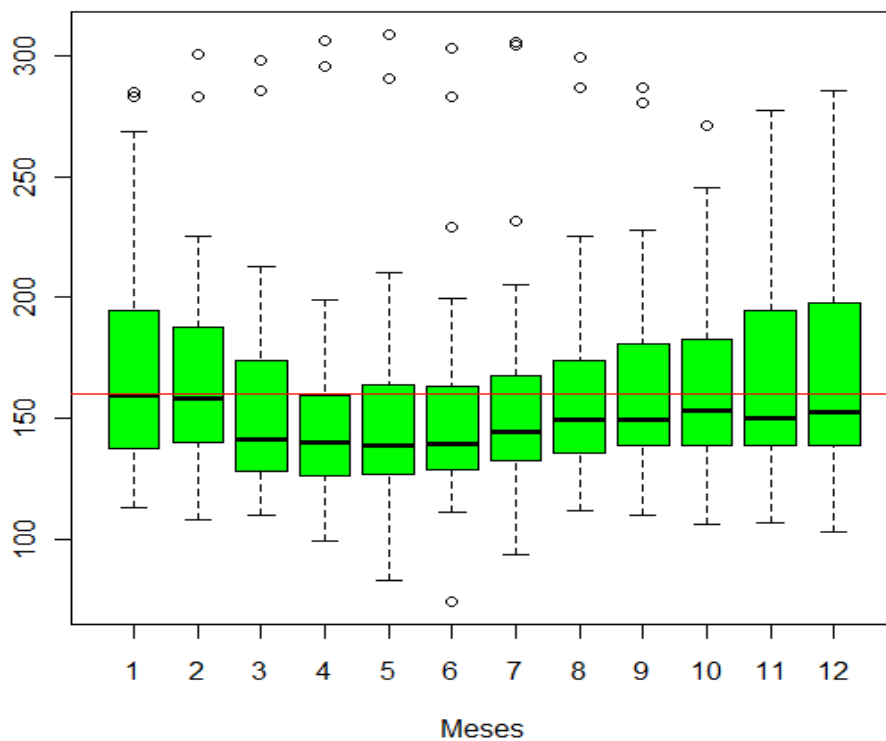
Grafico 3.2: Tendencia de los precios en Chile.



Fuentes: Elaboración propia con datos entregados por ODEPA (2012)

Por su parte el grafico de Box-Plot, ordena los precios por cada mes del año, de esta manera se lograra verificar algún indicio de estacionalidad entre los precios. Así se observa que en los meses de Marzo-Abril-Mayo-Junio y Julio el precio tiene una tendencia a la baja, en cambio en los meses de Enero y Febrero el precio del maíz tiende al alza, sin embargo aun con esta característica los precios de estos dos meses son los que se encuentran más cercanos a la media total del país.

Grafico 3.3: Box-Plot de estacionalidad de los precios del maíz en Chile.



Fuente: Elaboración propia con datos entregados por ODEPA (2012)

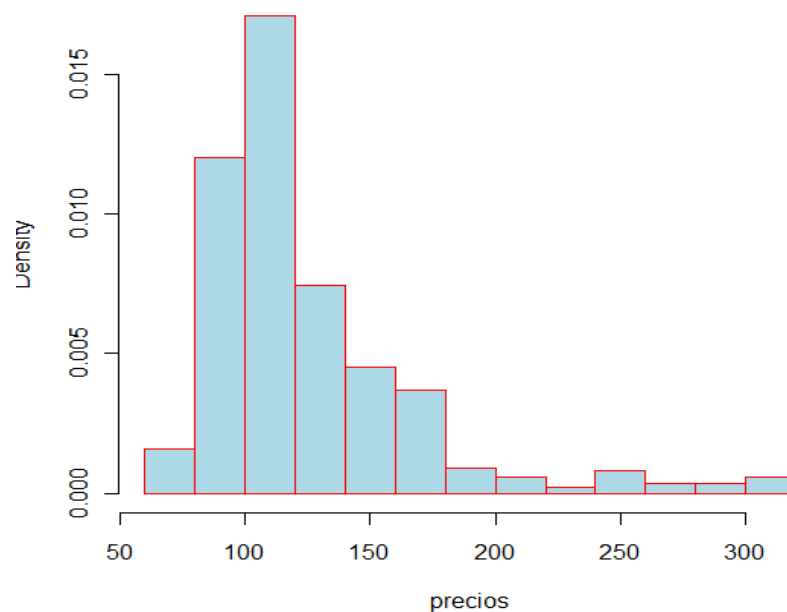
3.1.3. Análisis descriptivo de los precios en Argentina.

En Argentina el precio mínimo que se ha observado durante el periodo de análisis es 65 dólares por tonelada de maíz, 5 veces más en relación al precio máximo que ha experimentado, el cual bordea los 312 dólares por tonelada, la media en

cambio es de 113 dólares por toneladas, de esta manera podemos apreciar una alta variabilidad en los valores.

En el histograma se extrae como información que la mayor densidad de precio se encuentra bordeando los 100 dólares por tonelada. Y al igual que en Chile se puede apreciar que los datos no se comportan en forma normal por lo que los precios son trabajados con logaritmo natural y posteriormente transformados a series de tiempo.

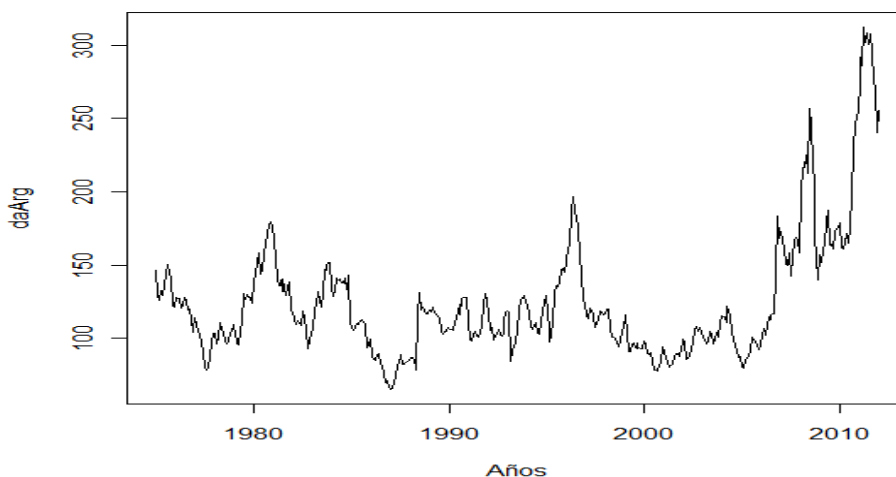
Grafico 3.4: Histograma del precio del maíz en Argentina (FOB US\$/toneladas)



Fuente: Elaboración propia con datos entregados por ODEPA (2012)

En relación a la tendencia, esta no se presenta en forma constante, por lo que a simple vista no existen indicios de una variabilidad o tendencia marcada.

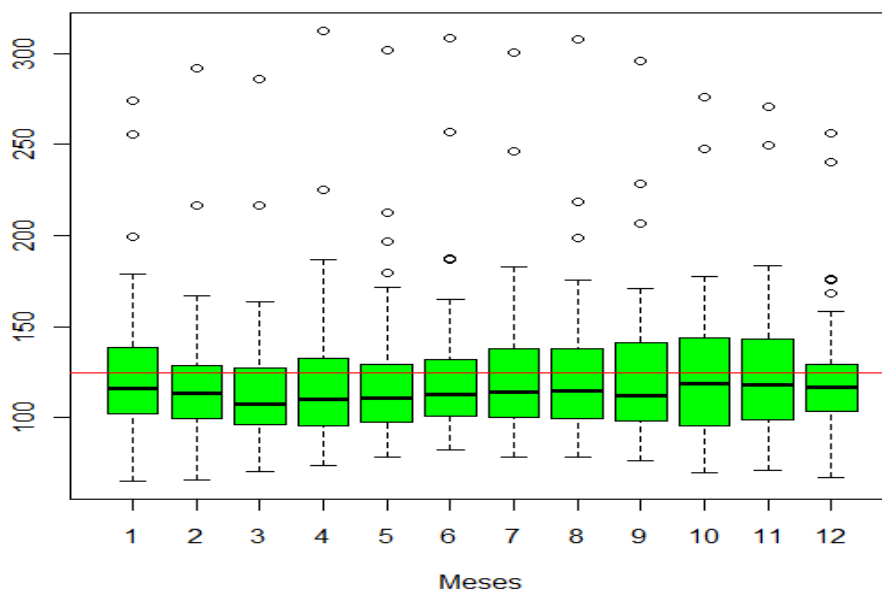
Grafico 3.5: Tendencia de los precios en Argentina.



Fuente: Elaboración propia con datos entregados por ODEPA (2012)

En el gráfico de Box-Plot se observa que los precios más bajos se presentan en los meses de Febrero-Marzo-Abril-Mayo y Junio. Así Octubre y Noviembre, están dentro de los meses que se observa que el maíz se transa a un precio mayor y a la vez son los que se encuentran más cercanos a la media en comparación con el resto de los meses.

Grafico 3.6: Box-Plot de estacionalidad de los precios del maíz en Argentina.



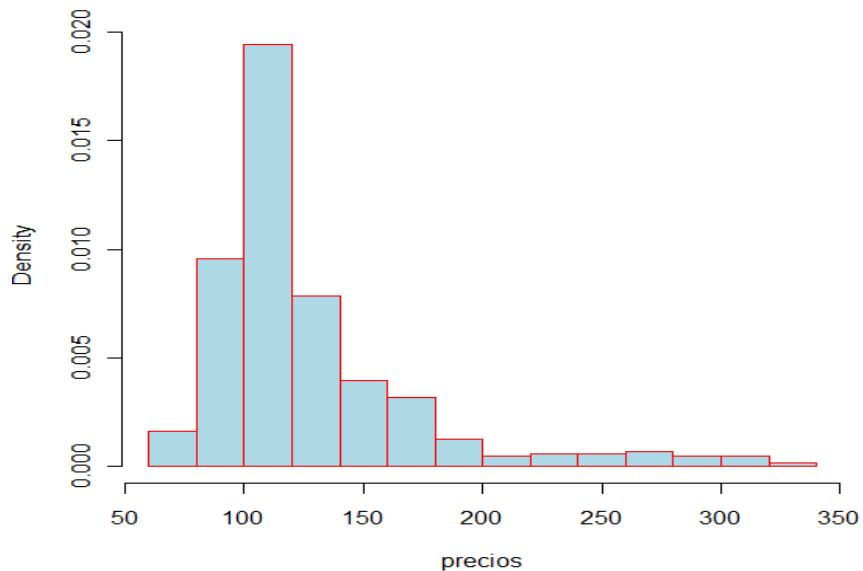
Fuente: Elaboración propia con datos entregados por ODEPA (2012)

3.1.4. Análisis descriptivo de los precios en Estados Unidos.

En Estados Unidos el mínimo precio que ha experimentado este *commodity* ha sido de 68 dólares por tonelada, por otro lado el precio máximo registrado fue de 324 dólares por toneladas y la media es de 114 dólares por tonelada.

En cuanto al histograma se observa que la mayor densidad de datos se encuentra entre los 100 y 125 dólares por tonelada. Y al igual que en Chile y Argentina se puede apreciar que los datos no se comportan en forma normal por lo que los precios son trabajados con logaritmo natural y posteriormente transformados a series de tiempo.

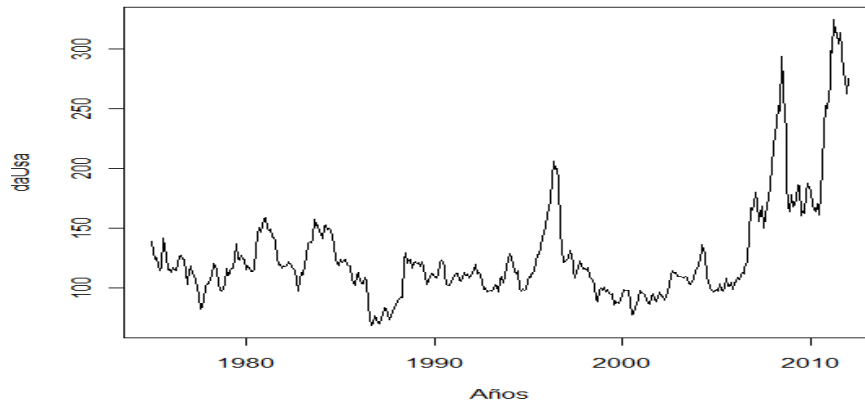
Grafico 3.7: Histograma del precio del maíz en Estados Unidos
(FOB US\$/toneladas)



Fuente: Elaboración propia con datos entregados por ODEPA (2012)

En el siguiente grafico podemos observar que la media no es constante y tampoco existe una tendencia y variabilidad marcada.

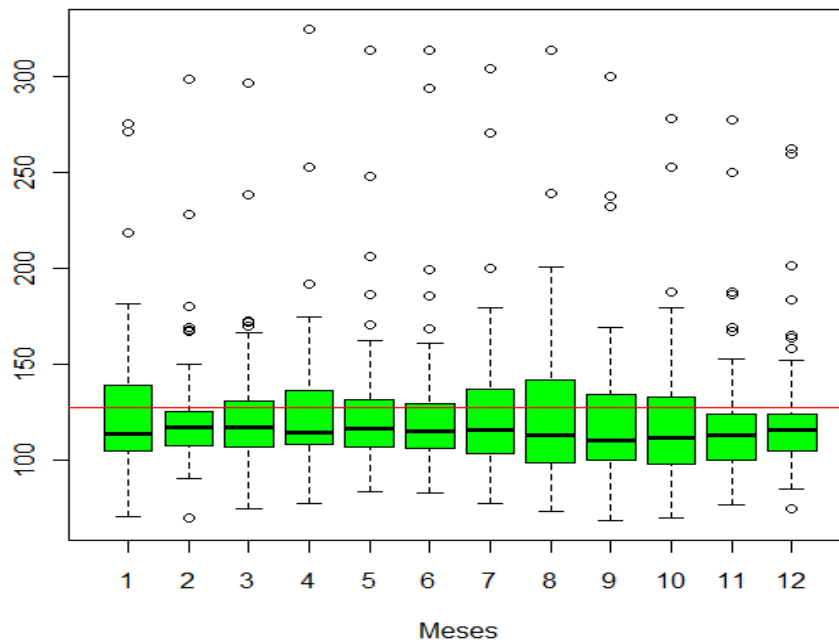
Grafico 3.8: Tendencia de los precios en Estados Unidos.



Fuente: Elaboración propia con datos entregados por ODEPA (2012)

Finalmente en el Grafico de Box-Plot se observa que los precios entre los diferentes meses poseen poca variabilidad, es decir a lo largo del año se mantienen relativamente constantes. No obstante dentro de los meses de Agosto y Septiembre el precio del maíz tiende a la baja y en los meses de Febrero y Marzo se puede apreciar un leve aumento.

Grafico 3.9: Box-Plot de estacionalidad de los precios del maíz en Estados Unidos.



Fuente: Elaboración propia con datos entregados por ODEPA (2012)

En resumen se puede concluir que los precios mínimos presentados por Argentina y Estados Unidos son similares, sin embargo con respecto a Chile estos presentan una mayor diferencia. En cuanto al precio máximo, se extrae que, entre Argentina y Chile existe una convergencia, no obstante esto varía bastante si lo compramos con Estados Unidos. En relación al precio promedio Argentina y Estados Unidos presentan un precio similar, existiendo de esta forma una marcada brecha con respecto al precio promedio con que se transa el maíz en Chile, dado que este posee una media mucho mayor. En cuanto a los gráficos de histogramas se observa que en los tres países la mayor densidad de datos se concentra entre los 100 y 150 dólares por toneladas. Con respecto al gráfico de la tendencia en ningún país existía evidencia de la presencia de esta ni de la variabilidad. Por último en los gráficos de Box-Plot se aprecia una similitud entre Chile y Argentina en relación a los meses en que el maíz tiende a la baja, no así en cuanto a los meses en que en estos países el precio del maíz tiende al alza. Estados Unidos por su parte mantiene relativamente constantes sus precios a lo largo de los doce meses del año.

3.2. Análisis estadístico de las series de tiempo de Chile, Argentina y Estados Unidos.

3.2.1. Estacionariedad de las series de tiempo de Chile, Argentina y Estados Unidos.

Antes de estimar una ecuación de cointegración, se debe establecer el nivel de estacionariedad de las series, dado que se corre el riesgo de trabajar con una regresión espuria, es decir una regresión poco confiable. De esta forma para que la serie de tiempo sea estacionaria su media y su varianza deben ser constante en el tiempo y el valor de la covarianza entre dos periodos debe depender solamente de la distancia o rezago entre estos periodos de tiempo. Esto se verifica estadísticamente mediante la aplicación de los tests de raíz unitaria que se observan a continuación:

Cuadro 3.1: Pruebas de raíz unitaria para Chile, Argentina y Estados Unidos.

	Chile (p-value)	Argentina (p-value)	EE.UU (p-value)
Augmented Dickey-Fuller (ADF)	0,4212	0,4492	0,3845
Phillips-Perron (PP)	0,05508	0,3026	0,3671
KPSS	0,01	0,01	0,01

Fuente: Elaboración propia en base a salida estadística entregada por R.

En los tests de Augmented Dickey-Fuller (ADF) y Phillips-Perron (PP) la hipótesis nula estipula que la series de tiempo son no estacionarias y la hipótesis alternativa nos dice que las series son estacionarias, de esta forma se observa que en los tres países los p-valores son mayores a 0,05, por lo que no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula, es decir la series son no estacionarias. La prueba de KPSS respalda estos resultados puesto que se rechaza la hipótesis nula que afirma que las series de tiempo son estacionarias, dado que su p-valor es menor 0,05, es decir se acepta la hipótesis alternativa de no estacionariedad.

Para que la serie de tiempo pase de ser no estacionaria a estacionaria es necesario aplicar una diferenciación de orden I, para posteriormente a los residuos volver a aplicar las mismas pruebas. Así se observa que para Augmented Dickey Fuller (ADF) y Phillips-Perron (PP) se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad, dado que el p-valor es menor a 0,05 y en el caso de la prueba de KPSS, no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de estacionariedad, dado que su p-valor es mayor a 0,05 por lo que se concluye que estamos en presencia de series de tiempo de orden I.

Cuadro 3.2: Diferenciación de orden I para Chile, Argentina y Estados Unidos.

	Chile (p-value)	Argentina (p-value)	EE.UU (p-value)
Augmented Dickey-Fuller (ADF)	0,01	0,01	0,01
Phillips-Perron (PP)	0,01	0,01	0,01
KPSS	0,1	0,1	0,1

Fuente: Elaboración propia en base a salida estadística entregada por R.

3.3. Transmisión de precios del maíz entre Chile – Argentina.

3.3.1. Análisis estadístico: Cointegración.

Una vez que las series son estacionaria aplicamos la prueba de Johansen, la cual se divide en dos tests estadísticos:

1. Prueba de Trace: tiene por objetivo encontrar el número de vectores de cointegración de la serie. Así para $r = 0$, la hipótesis nula postula que no existe un vector de cointegración, en cambio la hipótesis alternativa expresa que existe más de un vector. De esta manera se rechaza la H_0 con un 5% de significancia, dado que el test estadístico (38,55) es mayor al valor crítico (17,95) y se acepta a H_1 . En cambio en el caso de $r \leq 1$, se acepta la hipótesis nula, dado que el valor estadístico (3,61) es menor al valor crítico (8,18), con 5% de significancia, por lo tanto se infiere que a lo más existe un vector de cointegración.

Cuadro 3.3: Johansen; Prueba Trace Chile – Argentina.

Rango	Test estadístico	10% (valores críticos)	5% (valores críticos)	1% (valores críticos)
r<=1	3,61	6,5	8,18	11,65
r=0	38,55	15,66	17,95	23,52

Fuente: Elaboración propia en base a salida estadística entregada por R.

2. Prueba de Maximal Eigenvalue o Prueba de Máximo Valor Propio: esta prueba sirve para extraer el rango de cointegración. La hipótesis nula expone que en el caso de r=0 el rango de cointegración es igual a cero, en cambio la hipótesis alternativa dice que el rango de cointegración es igual a r + 1. De esta manera se rechaza H_0 , ya que el test estadístico (34,94) es mayor al valor crítico (14,9) con un 5% de significancia. Diferente es lo que ocurre con r<= 1, dado que se acepta la hipótesis nula donde el rango de cointegración es igual a r<=1, puesto que el test estadístico (3,61) es menor al valor crítico (17,95) a un 5% de significancia.

Cuadro 3.4: Johansen; Prueba Maximal Eigenvalue o Prueba de Máximo Valor Propio Chile – Argentina.

Rango	Test estadístico	10% (valores críticos)	5% (valores críticos)	1% (valores críticos)
r<=1	3,61	6,50	8,18	11,65
r=0	34,94	12,91	14,90	19,19

Fuente: Elaboración propia en base a salida estadística entregada por R.

En resumen después de aplicar y analizar estas dos pruebas estadísticas se puede concluir que las variables se encuentran cointegradas entre sí.

3.3.2. Análisis estadístico: Modelo de Cointegración por Umbral.

Para llevar a cabo este análisis se estudian cuatro modelos autoregresivos por umbral; TAR, TAR Consistente, MTAR y MTAR Consistente, en donde es importante destacar que se definió 12 lag como retraso máximo apropiado para abordar la posible corrección de la serie residual. Por otra parte al analizar los criterios AIC, BIC y Ljung-Box se observa que 9 lag es suficientes para el estudio. De esta manera para buscar el mejor modelo también se utilizan los criterios AIC y BIC, donde se observa que el modelo MTAR consistente, es el que posee los menores valores, por lo que se extrae que es el que mejor se ajusta. Por otra parte los shock positivos, presentan una significancia estadística de un 5%, en donde se infiere que existe una velocidad de ajuste más rápido para las discrepancias positivas, con un valor umbral de $-0,056$, ya que las desviaciones positivas respecto al equilibrio a largo plazo como resultado de los aumentos de precios del maíz chileno o disminuciones en el precio argentino se eliminan a una velocidad de 20,2% por mes. En cambio para las desviaciones negativas respecto al equilibrio a largo plazo como resultado de la disminución de precios del maíz chileno o aumento del argentino se elimina a una velocidad del 4,3%. Así las desviaciones positivas demoran alrededor de casi 5 meses ($1/0,202=4,9$ meses) en ser completamente absorbidas, mientras que las desviaciones negativas toman aproximadamente 2 años ($1/0,043= 23,2$ meses). Por lo tanto existe una convergencia más lenta para las desviaciones negativas que para las desviaciones positivas en el equilibrio a largo plazo.

Cuadro 3.5: Resultados de Engle-Granger y Cointegración por Umbral para los precios del maíz de Chile - Argentina

	Engle-Granger	TAR	TAR Consistente	MTAR	MTAR Consistente
Estimación					
Threshold		0	0,08	0	-0,056
ρ_1^+	-0,15395	-0,172***	-0,212***	-0,193***	-0,202***
	(-6,355)	(-3,843)	(-4,531)	(-4,687)	(-6,004)
ρ_2^-		-0,178***	-0,154***	-0,158***	-0,043
		(-4,613)	(-4,168)	(-3,85)	(-0,61)
Diagnostico					
AIC		-1195,929	-1197,063	-1196,372	-1200,381
BIC		-1147,025	-1148,158	-1147,468	-1151,477
$Q^{LB}(4)$	0,5424	0,955	0,955	0,954	0,954
$Q^{LB}(8)$	0,5111	0,996	0,997	0,997	0,998
$Q^{LB}(12)$	0,0040	0,015	0,017	0,015	0,021
*nivel de significancia de 10 %. ** nivel de significancia del 5%. *** nivel de significancia del 1%.					

Fuente: Elaboración propia en base a salida estadística entregada por R.

3.3.3. Análisis estadístico: Modelo de Corrección de Error con Cointegración por Umbral para los países de Chile - Argentina.

Para el caso del modelo que tiene como variable dependiente a Argentina se observa que existen 4 coeficientes significativos, dos ellos α_1^+ , β_3^- al 1%, uno de ellos δ^+ al 5% y α_1^- al 10%. En cambio en el segundo modelo que tiene como variable dependiente a Chile (tesis inicial) posee 5 variables explicativas, tres de ellas α_1^+ , β_1^- y δ^+ con un 1% de significancia, y dos de ellas α_4^- y δ^- con 10% de significancia. Ahora bien si observamos los criterios AIC y BIC podemos decir

que la especificación del modelo tiene un mejor ajuste en Chile que en Argentina dado que posee los criterios más bajos con valores.

De esta manera la primera prueba de hipótesis que se presenta en el cuadro 3.6, corresponde a:

$$H_{01}: \alpha^+i = \alpha^-i = 0 \text{ for all lags}$$

$$H_{02}: \beta^+i = \beta^-i = 0 \text{ for all lags}$$

En donde se verificará si existe causalidad de Granger en cada uno de los modelos con respecto a los precios de α (Argentina) y los precios de β (Chile). Cabe destacar que se debe tener presente que el test de Granger, por sí solo no señala causalidad, ya que en muchos casos se está presente ante relaciones espurias.

De esta manera el estimador 4,876 significativo al 1% revela que el precio de Argentina posee un Granger de causalidad en el precio Chile. No obstante, el estadístico 1,514 revela que el precio de Chile no posee un Granger de causalidad en el precio de Argentina. En cuanto a los estadísticos 3,724 de Argentina y 1,824 de Chile, revelan que tienen un impacto significativo en su propio precio. De esta forma en el corto plazo el precio de Argentina ha ido evolucionando de manera más independiente, mientras que el precio de Chile ha sido dependiente del precio de Argentina en los periodos anteriores.

La segunda prueba de hipótesis que se presenta en el cuadro 3.6, corresponde a:

$$H_{03}: \alpha^+_2 = \alpha^-_2$$

$$H_{04}: \beta^+_4 = \beta^-_4$$

Donde indica los efectos simétricos o asimétricos que existen en cada una de las variables, ya sea mediante efectos positivos o efectos negativos. Cabe destacar

que para el primer caso se habla de la variable α que representa a Argentina en el retardo o lag 2 y en el segundo caso se habla de la variable β que representa a Chile en su retardo o lag 4.

De esta forma se aprecia que solo el estimador 3,334 es significativo al 10%, lo que se traduce en que los efectos positivos y negativos de los precios de Argentina en su segundo retardo presenta un efecto asimétrico sobre los precios del maíz chileno.

La tercera prueba de hipótesis, corresponde a:

$$H_{05}: \sum^4 \alpha_i = 1^{\wedge}(\alpha^+_i) = \sum^4 \alpha_i = 1^{\wedge}(\alpha^-_i)$$

$$H_{06}: \sum^4 \beta_i = 1^{\wedge}(\beta^+_i) = \sum^4 \beta_i = 1^{\wedge}(\beta^-_i)$$

Esta hipótesis plantea el efecto acumulativo global que entregan al modelo las variables, es decir tanto los efectos positivos como negativos acumulados.

En este caso ninguno de los 4 estadísticos que resultan significativos al aplicar las pruebas de hipótesis. De esta manera no se descarta la existencia de algún efecto asimétrico en la distribución de los retardos, no obstante se concluye que los efectos acumulativos son simétricos.

Finalmente la última hipótesis, corresponde a:

$$H_{07}: \delta^+ = \delta^-$$

Señala la asimetría general de los coeficientes en el corto plazo.

Para este caso el estimador 3,113 es significativo al 10%, por lo que indica una asimetría en los coeficientes en los ajustes generales a corto plazo para el modelo que posee como variable dependiente Argentina. En cambio para el modelo que posee como variable dependiente a Chile, no existe significancia estadística en los

parámetros por los que se observa que un modelo simétrico es el que mejor se adecua a estos datos.

Cuadro 3.6: Resultados del Modelo de Corrección de Errores Asimétrico con Cointegración por umbral para los precios del maíz de Chile - Argentina.

Item	Argentina		Chile	
	Estimate	t-radio	Estimate	t-radio
Θ	-0,003	-0,372	0,003	0,436
α_1^+	0,324***	3,706	0,343***	4,918
α_2^+	-0,115	-1,271	-0,105	-1,468
α_3^+	-0,045	-0,493	0,106	1,468
α_4^+	-0,101	-1,115	-0,014	-0,194
α_1^-	0,164*	1,854	0,091	1,287
α_2^-	0,101	-1,144	0,103	1,465
α_3^-	-0,048	-0,538	-0,01	-0,136
α_4^-	0,026	0,297	0,13*	1,852
β_1^+	-0,088	-0,842	-0,031	-0,375
β_2^+	0,111	1,054	-0,023	-0,276
β_3^+	-0,006	-0,056	0,062	0,748
β_4^+	0,068	0,692	0,08	1,022
β_1^-	-0,05	-0,51	0,243***	3,088
β_2^-	0,093	0,948	-0,008	-0,107
β_3^-	-0,258***	-2,694	-0,063	-0,833
β_4^-	-0,057	-0,601	-0,081	-1,078
δ^+	0,082**	2,438	-0,147***	-5,463
δ^-	-0,021	-0,39	-0,083*	-1,904
R ²	0,092		0,261	
AIC	-1143,987		-1343,983	
BIC	-1062,251		-1262,248	
QLB(4)	1,000		0,980	

QLB(8)	0,526		0,662	
H ₀₁ : $\alpha^+i = \alpha^-i = 0$ for all lags	3,724***	[0]	4,876***	[0]
H ₀₂ : $\beta^+i = \beta^-i = 0$ for all lags	1,514	[0,15]	1,824*	[0,07]
H ₀₃ : $\alpha^+_2 = \alpha^-_2$	2,262	[0,13]	3,334*	[0,07]
H ₀₄ : $\beta^+_4 = \beta^-_4$	0,63	[0,43]	1,653	[0,2]
H ₀₅ : $\sum^4_i = 1^{\wedge}(\alpha^+_i) = \sum^4_i = 1^{\wedge}(\alpha^-_i)$	0,424	[0,52]	0,004	[0,95]
H ₀₆ : $\sum^4_i = 1^{\wedge}(\beta^+_i) = \sum^4_i = 1^{\wedge}(\beta^-_i)$	1,771	[0,18]	0	[0,99]
H ₀₇ : $\delta^+ = \delta^-$	3,113*	[0,08]	1845	[0,18]
* nivel de significancia de 10 %. ** nivel de significancia del 5%. *** nivel de significancia del 1%.				

Fuente: Elaboración propia en base a salida estadística entregada por R.

Para este análisis se debe aclarar que la columna que lleva por nombre Argentina, corresponde a los resultados que tienen por variable dependiente a Argentina e independiente a Chile, lo mismo ocurre con la columna que tiene por nombre Chile.

3.3.4. Análisis estadístico: Modelo de Corrección de Errores Simétrico entre Chile – Argentina.

Al analizar las pruebas anteriores, se concluye que a pesar de existir asimetría estadísticamente significativa en el retardo 2, no existe asimetría en la prueba global, es decir los efectos tanto positivos como negativos no se comportan de forma asimétrica. Por otra parte tampoco se observó una significancia estadística en la asimetría de los coeficientes en los ajustes generales a corto plazo. Por lo cual se especifica que el mejor modelo para estas series de tiempos sería el Modelo de Corrección de Error Simétrico.

De esta forma se elaboró una regresión para cada lag (la investigación determino 12 lag como máximo), en donde la elección del modelo se realizó a través de los criterios AIC y BIC. En este sentido según el criterio BIC, el modelo que mejor se ajusta es el que especifica 1 lag, sin embargo se observa la existencia de autocorrelación, al trabajar con un 10% significación, dado que en la prueba de Ljung-Box test, $Q^{LB}(12)$, el p-valor (0,09) es menor a 0,1, por lo que se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación, no obstante se considera un buen modelo dado su simplicidad. Por otra parte según el criterio AIC el mejor modelo es el que especifica 12 lag, en donde no existen problemas de autocorrelación. A continuación se describen las regresiones anteriormente nombrados.

Según el criterio BIC en el mejor modelo (que posee como variable dependiente a Chile) se observa que existen 3 coeficientes estadísticamente significativos al igual que su ajuste global, dado que el p-valor ($2,2e-16$) es menor a 0,05 por lo que se rechaza que todos los parámetros sean igual a cero y se acepta la hipótesis alternativa.

Por otra parte la velocidad de ajuste es del 15,5% por mes, de esta manera la transmisión de precios se demora aproximadamente 9 meses ($1/0,115=8,7$ meses) en ser completamente absorbida para lograr el equilibrio a largo plazo.

Cuadro 3.7: Modelo de Corrección de Errores Simétricos, según criterio BIC.

Item	Chile	
	Estimate	t-radio
Θ	0,001	0,418
α_1	0,201***	4,835
β_1	0,207***	4,653
δ	-0,115***	-5,613
p-value	2,2e-16	
R ²	0,193	
AIC	-1316,96	
BIC	-1296,49	

QLB(4)	0,1	
QLB(8)	0,1	
QLB (12)	0,09	
° nivel de significancia de 10%. * nivel de significancia del 5%. ** nivel de significancia del 1%. *** nivel de significancia de 0,1%.		

Fuente: Elaboración propia en base a salida estadística entregada por R.

Ahora bien según el criterio AIC, el mejor modelo posee 10 coeficientes estadísticamente significativo al igual que su estadístico global, ya que el valor p (2,2e-16) es menor a 0,05 por lo que se rechaza que todos los parámetros sean igual a cero y se acepta la hipótesis alternativa la cual plantea que los parámetros son distintos a cero.

Por otra parte la velocidad de ajuste es del 14,8%, de esta manera la transmisión de precios se demora aproximadamente 7 meses ($1/0,148=6,8$ meses) en ser completamente absorbida para lograr el equilibrio a largo plazo.

Cuadro 3.8: Modelo de Corrección de Errores Simétricos, según criterio AIC.

Item	Chile	
	Estimate	t-radio
Θ	0,004	1.492
α_1	0,193***	4,604
α_2	0,014	0,325
α_3	0,066	1,553
α_4	0,061	1,416
α_5	0,104*	2,440
α_6	0,057	1,336
α_7	0,098*	2,306
α_8	0,040	0,932
α_9	0,074 °	1,740

α_{10}	0,011	0,262
α_{11}	0,031	0,763
α_{12}	-0,036	-0,864
β_1	0,098 °	1,909
β_2	-0,041	-0,797
β_3	-0,026	-0,519
β_4	-0,058	-1,138
β_5	-0,068	-1,344
β_6	-0,084 °	-1,693
β_7	-0,059	-1,215
β_8	-0,125**	-2,627
β_9	0,006	0,125
β_{10}	-0,079 °	-1,715
β_{11}	0,040	0,873
β_{12}	0,121**	2,823
δ	-0,148***	-5,157
p-value	2,2e-16	
R ²	0.29	
AIC	-1349,85	
BIC	1240,00	
QLB(4)	0,99	
QLB(8)	1,00	
QLB (12)	1,00	
° nivel de significancia de 10%. * nivel de significancia del 5%. ** nivel de significancia del 1%. *** nivel de significancia de 0,1%.		

Fuente: Elaboración propia en base a salida estadística entregada por R.

3.4. Transmisión de precios del maíz entre Chile – Estados Unidos.

3.4.1. Análisis estadístico: Cointegración

Para profundizar en el concepto de cointegración se aplicó la metodología de Johansen, mediante la Prueba de Trace y la Prueba de Maximal Eigenvalue o Prueba de Máximo Valor Propio.

Prueba de Trace: se observa que se rechaza la hipótesis nula de $r=0$ la cual plantea que no existen vectores de cointegración, puesto que el test estadístico (34,15) es mayor al valor crítico (17,95) con un 5% de significancia, entonces se desprende la existencia de vectores. En el caso de $r \leq 1$ se acepta la hipótesis nula a un 5% de significancia, dado que el test estadístico (3,34) es menor al valor crítico (8,18), por lo tanto a lo más existe un vector de cointegración.

Cuadro 3.9: Johansen; Prueba Trace Chile – Estados Unidos.

Rango	Test Estadístico	10% (valor crítico)	5% (valor crítico)	1% (valor crítico)
$r \leq 1$	3,34	6,5	8,18	11,65
$r=0$	34,15	15,66	17,95	23,52

Fuente: Elaboración propia en base a salida estadística entregada por R.

Prueba Maximal Eigenvalue o Prueba de Máximo Valor Propio: en el siguiente cuadro se puede observar que para $r=0$ se rechaza la hipótesis nula que expresa que el rango de cointegración es igual a cero, dado que el test estadístico (30,81) es menor al valor crítico (14,9) con un 5% de significación. En el caso del segundo rango, se acepta la hipótesis nula que postula que el rango de integración es igual a $r \leq 1$, ya que el test estadístico (3,34) es menor al valor crítico (8,18) con un 95% de confiabilidad.

Cuadro 3.10: Test de Johansen; Prueba Maximal Eigenvalue o Prueba de Máximo Valor Propio Chile – Estados Unidos

Rango	Test Estadístico	10% (valor critico)	5% (valor critico)	1% (valor critico)
r<=1	3,34	6,50	8,18	11,65
r=0	30,81	12,91	14,90	19,19

Fuente: Elaboración propia en base a salida estadística entregada por R.

Finalmente se puede concluir al analizar las diferentes pruebas que existe cointegración entre las variables.

3.4.2. Análisis estadístico: Modelo de Cointegración por Umbral

En este caso el modelo MTAR consistente es el que posee los menores valores en relación a los criterios AIC y BIC respectivamente, por lo que se extrae que es el mejor modelo. Por otra parte se observa que los shock positivos presentan una significancia estadística de un 5%, para lo cual se concluye que existe una velocidad de ajuste más rápido para las discrepancias positivas que para las negativas, con un valor umbral de -0,059, dado que las desviaciones positivas respecto al equilibrio a largo plazo como resultado de los aumentos de precios del maíz chileno o disminuciones en el precio estadounidense se eliminan a una velocidad de 16,9% por mes. En cambio para las desviaciones negativas respecto al equilibrio a largo plazo como resultado de la disminución de precios del maíz chileno o aumento del argentino se elimina a una velocidad del 8,5%. Así las desviaciones positivas demoran alrededor de casi 6 meses ($1/0,169= 5,9$ meses) en ser completamente absorbidas, mientras que las desviaciones negativas toman aproximadamente 12 meses ($1/0,085= 11,8$ meses). Por lo tanto existe una convergencia más lenta para las desviaciones negativas, que las desviaciones positivas en el equilibrio a largo plazo.

Cuadro 3.11: Resultados de Engle-Granger y Cointegración por Umbral para los precios del maíz de Chile - Estados Unidos.

	Engle-Granger	TAR	TAR Consistente	MTAR	MTAR Consistente
Estimación					
Threshold			-0,117		-0,059
ρ_1^+	-0,16028	-0,148***	-0,17***	-0,168***	-0,169***
	(-6,547)	(-3,349)	(-4,04)	(-4,255)	(-4,931)
ρ_2^-		-0,157***	-0,138***	-0,136***	-0,085
		(-4,125)	(-3,438)	(-3,239)	(-1,311)
Diagnostico					
AIC		-1206,905	-1207,243	-1207,29	-1208,405
BIC		-1158,001	-1158,339	-1158,386	-1159,501
$Q^{LB}(4)$	0,9377	0,923	0,929	0,922	0,925
$Q^{LB}(8)$	0,1091	0,994	0,995	0,995	0,994
$Q^{LB}(12)$	4,415e-06	0,003	0,003	0,003	0,004
* nivel de significancia de 10 %. ** nivel de significancia del 5%. *** nivel de significancia del 1%.					

Fuente: Elaboración propia en base a salida estadística entregada por R.

3.4.3. Análisis estadístico del Modelo de Corrección de Error con Cointegración por Umbral para los países de Chile - Estados Unidos.

En el caso del modelo que tiene como variable dependiente a Estados Unidos existen 4 coeficientes significativos, dos ellos α_1^- , δ^+ al 1%, y dos de ellos α_1^+ , α_3^+ al 5%. En cambio en el segundo modelo que tiene como variable dependiente a Chile (tesis inicial) posee 7 variables explicativas, tres de ellas α_1^+ , β_1^- , δ^+ , δ^- con un 1% de significancia, y dos de ellas α_3^+ , α_4^+ y β_3^+ con 10% de significancia.

Ahora bien si observamos los criterios AIC y BIC se puede decir que la especificación del modelo tiene un mejor ajuste en Chile que en Estados Unidos dado que posee los criterios más bajos.

De esta manera la primera prueba de hipótesis que se presenta en el cuadro 3.12, corresponde a:

$$H_{01}: \alpha^+i = \alpha^-i = 0 \text{ for all lags}$$

$$H_{02}: \beta^+i = \beta^-i = 0 \text{ for all lags}$$

Verificara si existe causalidad de Granger en cada uno de los modelos.

Así el estimador 5,042 significativo al 1% revela que el precio de Estados Unidos posee un Granger de causalidad en el precio Chile. No obstante, el estadístico 0,603 revela que el precio de Chile no posee un Granger de causalidad en el precio de Estados Unidos. En cuanto a los estadísticos 5,195 de Estados Unidos y 3,515 de Chile, revelan que tienen un impacto significativo en su propio precio. De esta forma en el corto plazo el precio de Estados Unidos ha ido evolucionando de manera más independiente, mientras que el precio de Chile ha sido dependiente del precio de Estados Unidos en los periodos anteriores.

La segunda prueba de hipótesis que se presenta en el cuadro 3.12, corresponde:

$$H_{03}: \alpha^+_2 = \alpha^-_2$$

$$H_{04}: \beta^+_4 = \beta^-_4$$

Indica los efectos simétricos o asimétricos que existen en cada una de las variables y como esto afecta al modelo, ya sea mediante efectos positivos o efectos negativos. Sin embargo ninguna variable posee significancia estadística, por lo que se concluye que existe simetría de precios.

La tercera prueba de hipótesis, corresponde a:

$$H_{05}: \sum \delta_i = 1^{\alpha^+} = \sum \delta_i = 1^{\alpha^-}$$

$$H_{06}: \sum \delta_i = 1^{\beta^+} = \sum \delta_i = 1^{\beta^-}$$

Como se dijo anteriormente esta hipótesis plantea el efecto acumulativo que entregan al modelo tanto los efectos positivos como negativos acumulados.

Al observar la los estadísticos se puede distinguir que ninguno es significativo al 10%, el cual correspondiente al nivel de error mínimo estándar ocupado por las investigaciones.

Así si nos regimos bajo un nivel de confiabilidad de 90%, se puede concluir que los efectos acumulativos ya sean positivos o negativos son simétricos.

Finalmente la última hipótesis, corresponde a:

$$H_{07}: \delta^+ = \delta^-$$

La cual indicaría la asimetría general de los coeficientes en el corto plazo.

Sin embargo ninguna variable posee significancia estadística, por lo que se concluye que existe simetría de precios en el corto plazo.

Ahora bien los resultados de estas pruebas, son relativamente consistentes con el análisis de la velocidad de ajuste para el equilibrio a largo plazo, dado que se puede apreciar una leve asimetría en la adaptación del equilibrio, puesto que el precio de Chile posee una velocidad de ajuste para las desviaciones positivas del 13,8 % por mes, demorándose alrededor de 7 meses en ser completamente absorbida ($1/0,138= 7,2$ meses), en cambio la velocidad de ajuste para las desviaciones negativas es del 15,2% por mes, demorándose alrededor de 6 meses y medio en ser completamente absorbida ($1/0,152= 6,6$ meses). Por lo tanto se observa que en el corto plazo el precio de Chile posee una reacción

levemente más lenta para las desviaciones positivas que las desviaciones negativas en equilibrio a largo plazo.

Cuadro 3.12: Resultados del Modelo de Corrección de Errores Asimétrico con Cointegración por umbral para los precios del maíz de Chile – Estados Unidos

Item	Estados Unidos		Chile	
	Estimate	t-radio	Estimate	t-radio
Θ	0	-0,062	-0,003	-0,389
α_1^+	0,22**	2,459	0,458***	5,466
α_2^+	-0,119	-1,281	0	-0,004
α_3^+	0,189**	2,051	0,164*	1,909
α_4^+	-0,076	-0,821	-0,163*	-1,884
α_1^-	0,349***	4,064	-0,002	-0,031
α_2^-	0,077	0,896	-0,005	-0,058
α_3^-	-0,14	-1,641	-0,03	-0,37
α_4^-	0,034	0,397	0,1	1,242
β_1^+	0,121	1.353	-0,006	-0,073
β_2^+	0	0,003	-0,122	-1,474
β_3^+	-0,072	-0,808	0,138*	1,651
β_4^+	-0,001	-0,007	0,083	1,052
β_1^-	-0,021	-0,238	0,34***	4,211
β_2^-	-0,014	-0,168	0,038	0,485
β_3^-	-0,077	-0,937	-0,005	-0,061
β_4^-	0,019	0,227	-0,096	-1,248
δ^+	0,08***	2,699	-0,138***	-4,99
δ^-	0,004	0,08	-0,152***	-3,195
R ²	0,110		0,246	
AIC	-1275.946		-1334,975	
BIC	-1194,210		-1253.240	

QLB(4)	0,999		0,993	
QLB(8)	0,115		0,246	
H ₀₁ : $\alpha^+i = \alpha^-i = 0$ for all lags	5,195***	[0,000]	5,042***	[0,000]
H ₀₂ : $\beta^+i = \beta^-i = 0$ for all lags	0,603	[0,776]	3,515***	[0,001]
H ₀₃ : $\alpha^+_2 = \alpha^-_2$	1,838	[0,176]	0,001	[0,974]
H ₀₄ : $\beta^+_4 = \beta^-_4$	0,020	[0,888]	1,957	[0,163]
H ₀₅ : $\sum^4_i = 1^{\wedge}(\alpha^+_i) = \sum^4_i = 1^{\wedge}(\alpha^-_i)$	0,153	[0,696]	2,453 †	[0,118]
H ₀₆ : $\sum^4_i = 1^{\wedge}(\beta^+_i) = \sum^4_i = 1^{\wedge}(\beta^-_i)$	0,363	[0,547]	0,704	[0,402]
H ₀₇ : $\delta^+ = \delta^-$	1,938	[0,165]	0,066	[0,792]
† nivel de significancia de 15% * nivel de significancia de 10 %. ** nivel de significancia del 5%. *** nivel de significancia del 1%.				

Fuente: Elaboración propia en base a salida estadística entregada por R.

3.4.4. Análisis estadístico: Modelo de Corrección de Errores Simétrico entre Chile – Estados Unidos.

Al analizar las pruebas anteriores, se concluye finalmente que no existe asimetría en la prueba global, es decir los efectos tanto positivos como negativos no se comportan de forma asimétrica. Por otra parte tampoco se observó una significancia estadística en la asimetría de los coeficientes en los ajustes generales a corto plazo. Por lo cual se especifica que el mejor modelo para estas series de tiempos sería el Modelo de Corrección de Error Simétrico.

De esta forma se elaboró una regresión para cada lag en donde la elección del modelo se realizó a través de los criterios AIC y BIC. En este sentido según el criterio BIC, el modelo que mejor se ajusta es el que especifica 1 lag, sin embargo se observa la existencia de autocorrelación, al trabajar con un 10% significación, dado que en la prueba de Ljung-Box test, Q^{LB} (12), el p-valor (0,00) es menor a 0,1, por lo que se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación, no obstante se considera un buen modelo dado su simplicidad. Por otra parte según el criterio AIC el mejor modelo es el que especifica 12 lag, en donde no existen problemas de

autocorrelación. A continuación se describen las regresiones anteriormente nombrados.

Según el criterio BIC en el mejor modelo se observa que existen 3 coeficientes estadísticamente significativos al igual que su ajuste global, dado que el p-valor (2,2e-16) es menor a 0,05 por lo que se rechaza que todos los parámetros sean igual a cero y se acepta la hipótesis alternativa.

Por otra parte la velocidad de ajuste es del 11,9% por mes, de esta manera la transmisión de precios se demora aproximadamente 8 meses y medio ($1/0,119=8,4$ meses) en ser completamente absorbida para lograr el equilibrio a largo plazo.

Cuadro 3.13: Modelo de Corrección de Errores Simétricos, según criterio BIC.

Item	Chile	
	Estimate	t-radio
Θ	0,000	0,369
α_1	0,205***	4,332
β_1	0,240***	5,328
δ	-0,119***	-5,632
p-value	2.2e-16	
R ²	0,174	
AIC	-1306,75	
BIC	-1286,29	
QLB(4)	0,76	
QLB(8)	0,51	
QLB (12)	0,00	
° nivel de significancia de 10%. * nivel de significancia del 5%. ** nivel de significancia del 1%. *** nivel de significancia de 0,1%.		

Fuente: Elaboración propia en base a salida estadística entregada por R.

Ahora bien según el criterio AIC, el mejor modelo posee 12 coeficientes estadísticamente significativo al igual que su estadístico global, ya que el valor p (2,2e-16) es menor a 0,05 por lo que se rechaza que todos los parámetros sean igual a cero y se acepta la hipótesis alternativa la cual plantea que los parámetros son distintos a cero.

Por otra parte la velocidad de ajuste es del 12,4%, de esta manera la transmisión de precios se demora aproximadamente 8 meses (1/ 0,124=8,1 meses) en ser completamente absorbida para lograr el equilibrio a largo plazo.

Cuadro 3.14: Modelo de Corrección de Errores Simétricos, según criterio AIC.

Item	Chile	
	Estimate	t-radio
Θ	0,003	1,197
α_1	0,245***	5,234
α_2	0,027	0,534
α_3	0,096°	1,953
α_4	-0,051	-1,032
α_5	0,112*	2,328
α_6	0,023	0,479
α_7	0,058	1,227
α_8	0,075	1,596
α_9	0,146**	3,072
α_{10}	0,006	0,134
α_{11}	0,069	1,459
α_{12}	-0,158***	-3,366
β_1	0,118*	2,307
β_2	-0,045	-0,886
β_3	0,025	0,501
β_4	-0,043	-0,867

β_5	-0,055	-1,139
β_6	-0,082°	-1,714
β_7	-0,065	-1,391
β_8	-0,166***	-3,631
β_9	-0,009	-0,201
β_{10}	-0,079°	-1,761
β_{11}	0,060	1,336
β_{12}	0,156***	3,686
δ	-0,124***	-4,419
p-value	2.2e-16	
R ²	0,312	
AIC	-1365,04	
BIC	-1255,19	
QLB(4)	0,99	
QLB(8)	0,86	
QLB (12)	0,95	
° nivel de significancia de 10%. * nivel de significancia del 5%. ** nivel de significancia del 1%. *** nivel de significancia de 0,1%.		

Fuente: Elaboración propia en base a salida estadística entregada por R.

3.5. Conclusión.

El presente estudio tiene por objetivo general, analizar la transmisión espacial de precios del maíz entre Chile, Argentina y Estados Unidos para lo cual se transforman los datos a series de tiempo y posteriormente se analiza la cointegración entre los países. Así para verificar la existencia del valor umbral de asimetría, además de la velocidad de ajuste positiva y negativa de los precios, se desarrollan cuatro Modelos de Cointegración por Umbral que representan el comportamiento de los valores del maíz extranjero en relación a Chile, hablamos de los modelos TAR, MTAR y sus consistentes, el parámetro de elección del mejor modelo se basa en los criterios AIC y BIC. Para complementar y profundizar el análisis también se exponen los Modelos de Corrección de Errores con Cointegración por Umbral en donde se analizan variados test, la mayoría relacionados con la asimetría y sus efectos, entre los que encontramos la prueba de causalidad de Granger del cual se extrae señales sobre cuál país corresponde a la variable dependiente y la variable impulsora, lo que explicaría de cierta manera quien se comporta como tomador de precios. En cambio el siguiente test establece la existencia de asimetría de los precios de una variable sobre la otra, en el retardo 2 y 4. También se analiza la existencia de asimetría global entre los efectos positivos y negativos acumulados para cada una de las variables y su semejante. Por último se estudian si los coeficientes positivos y negativos son asimétricos y si esto deriva en algún efecto en el modelo en el corto plazo. En el caso que estas pruebas indiquen la existencia de simetría utilizaremos el Modelo de Corrección de Error Simétrico, dado que se adapta de mejor manera a esta característica de las series de tiempo. Llevando esto a la aplicabilidad se puede decir que para el caso de Chile - Argentina se concluyó que los residuos de las series de tiempo no poseen raíz unitaria y mediante la prueba de Johansen se verifica su cointegración, por lo que se puede decir que existe equilibrio a largo plazo entre los precios de Chile y Argentina. De esta forma se analizan los Modelos de Cointegración por Umbral, TAR, MTAR y sus respectivos consistentes, en donde el mejor modelo seleccionado por los criterios AIC y BIC fue el modelo MTAR consistente que nos proporciona un valor umbral de -0,056 y

una velocidad de ajuste para las desviaciones positivas del 20,2% por mes , demorándose alrededor de 5 meses en ser completamente absorbidas, mientras que las desviaciones negativas se eliminan a una velocidad de 4,3% por mes y se demora aproximadamente 2 años en ser completamente absorbida, por lo que se observa una convergencia más lentas para las desviaciones negativas que las desviaciones positivas en el equilibrio a largo plazo. Para profundizar el análisis hemos integrado los Modelos de Corrección de Errores con Cointegración por Umbral que agrega información de los ajustes asimétricos mediante diferentes pruebas que permiten saber si las desviaciones positivas y negativas de los precios tienen efectos asimétricos sobre la dinámica del comportamiento de los precios. De esta manera para el caso del modelo donde Chile es la variable dependiente, se presentan 5 coeficientes estadísticamente significativos al 10%. Luego se analiza la prueba de causalidad Granger donde se observa que Chile ha sido dependiente del precio de Argentina en periodos anteriores. En la segunda prueba de hipótesis se evidencia que para los efectos tanto positivos como negativos los precios de Argentina en el segundo retardo, provocan un efecto asimétrico en los precios de Chile, pero si consideramos la tercera hipótesis correspondiente a la significancia global de los efectos tanto positivos como negativos acumulados estos son simétricos, ya que no existen diferencias significativas. Por último se puede apreciar que no existe una asimetría de ajuste de equilibrio, es decir no se evidencia una asimetría en los coeficientes del modelo en el corto plazo. En resumen al analizar las pruebas anteriormente nombradas se concluye que existe transmisión de precios simétricos entre los países de Chile – Argentina. Así el Modelo de Trasmisión Simétrica es el que mejor se ajusta a las características de la serie. De esta manera según el criterio BIC el mejor modelo posee 3 coeficientes estadísticamente significativos y la velocidad de ajuste es de 15,5% por mes, lo que significa que la trasmisión de precios se demora aproximadamente 9 meses en ser completamente absorbida para lograr el equilibrio a largo plazo. En tanto el criterio AIC entrega que el mejor modelo posee 10 coeficientes estadísticamente significativos y posee una velocidad de ajuste

del 14,8% lo que significa que la transmisión de precios se demora 7 meses en ser completamente absorbida.

En el caso de Chile - Estados Unidos también se verificó la existencia de cointegración y se comprobó el equilibrio tanto a corto como a largo plazo entre estos países. De esta manera se elaboran los Modelos de Cointegración por Umbral en donde el mejor modelo escogido según los criterios AIC y BIC fue el modelo MTAR consistente que nos entregó un valor umbral igual a $-0,059$ y una velocidad de ajuste para las desviaciones positivas igual a 16,9% por mes demorándose alrededor de 6 meses en ser absorbida completamente, en tanto las desviaciones negativas tienen una velocidad de ajuste del 8,5% por mes y toman aproximadamente 12 meses en ser absorbida. Por lo tanto al igual que en Argentina se observa una convergencia más lenta para las desviaciones negativas que para las positivas en el equilibrio a largo plazo. Así para obtener mayor información acerca de la asimetría es que se exponen los Modelos de Corrección de Errores con Cointegración por Umbral de esta forma cuando la variable dependiente es Chile, se observa que el modelo presenta 7 variables explicativas al 10% de significancia. Posteriormente se analizó la prueba de causalidad de Granger, donde se observa que Estados Unidos posee un Granger de causalidad en el precio de nuestro país, lo que indica que Chile también ha sido dependiente del precio de Estados Unidos, así este país ha evolucionado de manera más independiente en el corto plazo.

En cuanto a la segunda hipótesis donde se indican los efectos asimétricos por variable, específicamente en el retardo 2 y 4 en Estados Unidos y Chile respectivamente, se observa que no existe asimetría en ellas dado que ninguna de las variables es estadísticamente significativa. Por consiguiente en la tercera prueba cabe destacar que si se trabaja con un 10% de significación en la prueba global de la sumatoria de todas las variables que plantea un efecto acumulativo, no existe significancia estadística lo que implica simetría en la transmisión de precios, no obstante si se trabajara con un grado de significación del 15% se podría decir que el estadístico 2,453, indicaría que el efecto acumulativo, para

las discrepancias positivas como negativas de los precios de Estados Unidos produciéndose una asimetría en los precios. Así existen variadas investigaciones que trabajan con un nivel de confiabilidad del 85% como es el caso del autor Chino *Changyou Sun* (2011) en su artículo *Price dynamics in the import wooden bed market of the United States*. Sin embargo en este estudio se utilizara como mínimo un 90% de confianza. Por otra parte la última hipótesis plantea la existencia de simetría entre los coeficientes en el corto plazo puesto que no se encontraron variables estadísticamente significativas. Por lo tanto se evidencia que ha habido efectos simétricos en algunos retardos al igual que en los efectos acumulativos globales, es decir existe simetría en los precios. Lo cual se respalda al analizar la velocidad de ajuste de los datos donde se observó que en el corto plazo el precio de Chile posee una reacción levemente más lenta para las desviaciones positivas (7 meses) que para las desviaciones negativas (6 meses y medio) en equilibrio a largo plazo. Así se concluye que el Modelo de Trasmisión Simétrica es el que mejor se ajusta a las características de la serie. De esta manera según el criterio BIC el mejor modelo poseía 3 coeficientes estadísticamente significativos y la velocidad de ajuste es de 11,9% por mes, lo que significa que la trasmisión de precios se demora aproximadamente 8 meses y medio en ser completamente absorbida para lograr el equilibrio a largo plazo. En tanto el criterio AIC entrega que el mejor modelo posee 12 coeficientes estadísticamente significativos y posee una velocidad de ajuste del 12,4% lo que significa que la trasmisión de precios se demora 8 meses en ser completamente absorbida.

En resumen se comprobó estadísticamente que Chile ha sido dependiente de los precios de Argentina y Estados Unidos, además se evidencia una trasmisión de precios simetría al realizar el análisis tanto con los precios argentinos como los precios norteamericanos. Por lo que el mejor modelo que se ajusta a los datos es el Modelo de Corrección de Error Simétrico, en donde se supone simetría entre las variables y no distingue entre shocks positivos y negativos.

Cabe destacar que para la elección de los modelos de corrección de error, elaboraron 12 modelos un para cada lag y su elección se realizó en base a los criterios BIC y AIC. Al analizar los modelos tanto para Chile-Argentina como para Chile-Estados Unidos se observó que de acuerdo al criterio BIC el mejor modelo poseía problemas de autocorrelacion en el lag 12, no obstante se consideran buenos modelos debido a su simplicidad.

La sugerencia, para los próximos estudios, es implementar otra metodología en donde se toman los valores ponderados de los precios del extranjero de acuerdo a las importaciones anuales realizadas por Argentina y Estados Unidos basada en la metodología de los autores José Díaz, Rodrigo Valdés y Stephan Von Cramon-Taubadel, (2011) en su artículo denominado *Market integration for Chilean wheat prices using vector error correction models (VECM), a cointegration analysis*.

Por otra parte también se encomienda el estudio de las causas que provocan la simetría de precios espacial tanto para el caso de Chile-Argentina y Chile-Estados Unidos.

BIBLIOGRAFÍA.

1. Ardeni, P., (1989). Does the law of one price really hold for *commodity* prices. *American Journal of Agricultural economics*, 7, 661–668. (1989). Does the law of one price really hold for *commodity* prices., 7, 661–668.
2. Balke, N. y Fomby, T., (1997). Threshold cointegration. *International economic review*, 38, 627–645.
3. Blinder, A., Canetti, E., Lebow, D. y Rudd, J.,(1998). Asking about prices: a new approach to understanding price stickiness. *Russell Sage Foundation*.
4. Díaz, J., Valdés R. y Von Cramon-Taubadel S., (2011). Market integration for Chilean wheat prices using vector error correction models (VECM), a cointegration analysis. *Cien. Inv. Agr.* 38(1): 5-14.
5. Enders, W., (2004). Applied Econometric Time Series. *John Wiley & Sons, Inc.*, New York. 480.
6. Enders, W. y Siklos, P., (2001). Cointegración and threshold adjustment. *Journal of business and economic statistics*, 19, 166–176.
7. Enders, W. y Granger, C., (1998). Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. *Journal of business y Economic statistics*, 16, 304–311.
8. Engle, R. y Granger, C., (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, 251–276.
9. Frey, G. y Manera, M., (2007). Econometric models of asymmetric price transmission. *Journal of Economic Surveys* 21, 349–415.

10. Goodwin, B. y Piggott, N., (2001). Spatial market integration in the presence of threshold effects. *American Journal of Agricultural Economics* 83, 302– 317.
11. Granger, C. y Lee, T.,(1989). Investigation of production, sales, and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models. *Journal of applied Economics*, 4, 145–159.
12. Gutierrez, M., Torres, F. y Grande. F., (2012). La transmisión de precios en la cadena agroalimentaria: El mercado Español de los aceites de oliva. Universidad de Jaen. España.
13. Hall, R. y Hitch, C., (1939). Price theory and business behavior. *Oxford Economic Papers*, 2, 12–45.
14. Meyer, J. (2004). Measuring market integration in the presence of transaction costs - a threshold vector error correction approach. *En 25th International conference of agricultural Economists*. Durban.
15. Meyer, J. y Von Cramon-Taubadel, S (2004). "Asymmetric price transmission: a survey". En X Congreso de la Asociación Europea de Economistas Agrarios, diversity in the european agri-food system. Zaragoza.
16. Oficina de estudios y políticas agrarias (2013). Actualización de Estudio de Análisis y Evaluación de la Competitividad Transparencia del Mercado Nacional de Maíz.
17. Oficina de estudios y políticas públicas (2013), disponible en: <http://www.odepa.gob.cl/> (Consultado el 12 de mayo del 2013).
18. Richardson, H., (1973). Economía regional Teoría de la localización, estructura urbanas y crecimiento regional. *Panorama socioeconómico*, 8.

19. Sanjuán, A.I y Gil J. M.,(1998). Integración espacial de mercados agrarios una propuesta metodológica aplicada a los sectores porcinos y ovino de la Union Europea. Universidad de Zaragoza. España.
20. Sexton, R.,(1991). Market integration, efficiency of arbitrage, and imperfect competition: methodology and application to US celery. *American Journal of Agricultural Economics*. 73, 568–580.
21. Sun C., (2011). Price dynamics in the import wooden bed market of the United States. *Forest Policy and Economics* 13, 479–487

ANEXO I

Script de transmisión de precios del maíz de Chile – Argentina.

- library(apt)
- library(urca)

Se procede a convertir los precios en objetos de serie de tiempo:

- daArg = ts(maiz\$marg, start=c(1975,1), end=c(2012,1), frequency=12)
- daUsa = ts(maiz\$musa, start=c(1975,1), end=c(2012,1), frequency=12)
- daChi = ts(maiz\$mchi, start=c(1975,1), end=c(2012,1), frequency=12)

Se le asigna a cada vector una variable:

```
y <- daChi
x1 <- daUsa
x2 <- daArg
```

EG Cointegration:

- LR = lm(y ~ x2)
- LR.coef = round(summary(LR)\$coefficients, 3)
- (ry = ts(residuals(LR), start=start(x1), end=end(x1), frequency=12))
- summary(eg <- ur.df(ry, type=c("none"), lags=1))
- plot(eg)
- (eg4 <- Box.test(eg@res, lag = 4, type="Ljung"))
- (eg8 <- Box.test(eg@res, lag = 8, type="Ljung"))
- (eg12 <- Box.test(eg@res, lag = 12, type="Ljung"))

TAR + Cointegration:

- t3 <- ciTarThd(y=daChi, x=daArg, model="tar", lag=0)
- (th.tar <- t3\$basic)
- plot(t3)
- for (i in 1:12) { t3a <- ciTarThd(y=daChi, x=daArg, model="tar", lag=i)
- th.tar[i+2] <- t3a\$basic[,2] } th.tar

- `t4 <- ciTarThd(y=daChi, x=daArg, model="mtar", lag=0); (th.mtar <- t4$basic)`
- `plot(t4)`
- `for (i in 1:12) {t4a <- ciTarThd(y=daChi, x=daArg, model="mtar", lag=i)`
- `th.mtar[i+2] <- t4a$basic[,2]}`
- `th.mtar`
- `t.tar <- -0.117`
- `t.mtar <- -0.059`
- `mx <- 12`
- `(g1 <-ciTarLag(y=daChi, x= daArg, model="tar", maxlag=mx, thresh= 0));`
- `(g2 <-ciTarLag(y=daChi, x= daArg, model="mtar",maxlag=mx, thresh= 0));`
- `(g3 <-ciTarLag(y=daChi, x= daArg, model="tar", maxlag=mx, thresh=t.tar));`
- `(g4 <-ciTarLag(y=daChi, x= daArg,, model="mtar",maxlag=mx, thresh=t.mtar))`
- `vv <- 9`
- `(f1 <- ciTarFit(y=daChi, x= daArg, model="tar", lag=vv, thresh=0))`
- `(f2 <- ciTarFit(y=daChi, x= daArg, model="tar", lag=vv, thresh=t.tar))`
- `(f3 <- ciTarFit(y=daChi, x= daArg, model="mtar", lag=vv, thresh=0))`
- `(f4 <- ciTarFit(y=daChi, x= daArg, model="mtar", lag=vv, thresh=t.mtar))`
- `r0 <- cbind(summary(f1)$dia, summary(f2)$dia, summary(f3)$dia,`
- `summary(f4)$dia)`
- `diag <- r0[c(1:4, 6:7, 12:14, 8, 9, 11), c(1,2,4,6,8)]`
- `rownames(diag) <- 1:nrow(diag); diag`
- `e1 <- summary(f1)$out; e2 <- summary(f2)$out`
- `e3 <- summary(f3)$out; e4 <- summary(f4)$out; rbind(e1, e2, e3, e4)`
- `ee <- list(e1, e2, e3, e4); vect <- NULL`
- `for (i in 1:4) {ef <- data.frame(ee[i])`
- `vect2 <- c(paste(ef[3, "estimate"], ef[3, "sign"], sep=""), paste("(", ef[3,`
- `"t.value"], ")", sep=""), paste(ef[4, "estimate"], ef[4, "sign"], sep=""), paste("(",`
- `ef[4, "t.value"], ")", sep="")) vect <- cbind(vect, vect2) }`
- `item <- c("pos.coeff","pos.t.value", "neg.coeff","neg.t.value")`
- `ve <- data.frame(cbind(item, vect)); colnames(ve) <- colnames(diag)`
- `(res.CI <- rbind(diag, ve)[c(1:2, 13:16, 3:12),])`
- `rownames(res.CI) <- 1:nrow(res.CI)`

APT + ECM

- (sem <- ecmSymFit(y=daChi, x= daArg,, lag=4));
- names(sem)
- aem <- ecmAsyFit(y=daChi, x= daArg,,lag=4, model="mtar", split=TRUE, thresh=t.mtar)
- aem
- (ccc <- summary(aem))
- coe <- cbind(as.character(ccc[1:19, 2]),paste(ccc[1:19, "estimate"], ccc\$signif[1:19], sep=""), ccc[1:19, "t.value"],paste(ccc[20:38,"estimate"], ccc\$signif[20:38],sep=""), ccc[20:38,"t.value"])
- colnames(coe) <- c("item", "Arg.est", " Arg,t", "Chile.est","Chile.t")
- (edia <- ecmDiag(aem, 3))
- (ed <- edia[c(1,6,7,8,9),])
- ed2 <- cbind(ed[,1:2], "_", ed[,3], "_")
- colnames(ed2) <- colnames(coe)
- (tes <- ecmAsyTest(aem)\$out)
- (tes2 <- tes[c(2,3,5,11,12,13,1), -1])
- tes3 <- cbind(as.character(tes2[,1]),paste(tes2[,2], tes2[,6], sep=""), paste("[", round(tes2[,4],2), "]", sep=""),paste(tes2[,3], tes2[,7], sep=""), paste("[", round(tes2[,5],2), "]", sep=""))
- colnames(tes3) <- colnames(coe)
- (coe <- data.frame(apply(coe, 2, as.character), stringsAsFactors=FALSE))
- (ed2 <- data.frame(apply(ed2, 2, as.character), stringsAsFactors=FALSE))
- (tes3 <- data.frame(apply(tes3,2, as.character), stringsAsFactors=FALSE))
- table.4 <- data.frame(rbind(coe, ed2, tes3))
- options(width=150); table.4; options(width=80)

Modelo de Corrección de Error Simétrico

- m1<-ecmSymFit (y, x1, lag=1)
- m1
- ecmDiag (m1, digits=2)
- m12<-ecmSymFit (y, x1, lag=12)
- m12
- ecmDiag (m1, digits=2)

Script de transmisión de precios del maíz de Chile –Estados Unidos.

- library(apt)
- library(urca)

Se procede a convertir los precios en objetos de serie de tiempo:

- daArg = ts(maiz\$marg, start=c(1975,1), end=c(2012,1), frequency=12)
- daUsa = ts(maiz\$musa, start=c(1975,1), end=c(2012,1), frequency=12)
- daChi = ts(maiz\$mchi, start=c(1975,1), end=c(2012,1), frequency=12)

Se le asigna a cada vector una variable:

```
y <- daChi
x1 <- daUsa
x2 <- daArg
```

EG Cointegration:

- LR = lm(y ~ x1)
- LR.coef = round(summary(LR)\$coefficients, 3)
- (ry = ts(residuals(LR), start=start(x1), end=end(x1), frequency=12))
- summary(eg <- ur.df(ry, type=c("none"), lags=1))
- plot(eg)
- (eg4 <- Box.test(eg@res, lag = 4, type="Ljung"))
- (eg8 <- Box.test(eg@res, lag = 8, type="Ljung"))
- (eg12 <- Box.test(eg@res, lag = 12, type="Ljung"))

TAR + Cointegration:

- t3 <- ciTarThd(y=daChi, x=daUsa, model="tar", lag=0)
- (th.tar <- t3\$basic)
- plot(t3)
- for (i in 1:12) { t3a <- ciTarThd(y=daChi, x=daUsa, model="tar", lag=i)
- th.tar[i+2] <- t3a\$basic[,2] } th.tar
- t4 <- ciTarThd(y=daChi, x=daUsa, model="mtar", lag=0); (th.mtar <- t4\$basic)
- plot(t4)
- for (i in 1:12) {t4a <- ciTarThd(y=daChi, x=daUsa, model="mtar", lag=i)
- th.mtar[i+2] <- t4a\$basic[,2]}

- th.mtar
- t.tar <- -0.117
- t.mtar <- -0.059
- mx <- 12
- (g1 <- ciTarLag(y=daChi, x=daUsa, model="tar", maxlag=mx, thresh= 0));
- (g2 <- ciTarLag(y=daChi, x=daUsa, model="mtar",maxlag=mx, thresh= 0));
- (g3 <- ciTarLag(y=daChi, x=daUsa, model="tar", maxlag=mx, thresh=t.tar));
- (g4 <- ciTarLag(y=daChi, x=daUsa, model="mtar",maxlag=mx, thresh=t.mtar))
- vv <- 9
- (f1 <- ciTarFit(y=daChi, x=daUsa, model="tar", lag=vv, thresh=0))
- (f2 <- ciTarFit(y=daChi, x=daUsa, model="tar", lag=vv, thresh=t.tar))
- (f3 <- ciTarFit(y=daChi, x=daUsa, model="mtar", lag=vv, thresh=0))
- (f4 <- ciTarFit(y=daChi, x=daUsa, model="mtar", lag=vv, thresh=t.mtar))
- r0 <- cbind(summary(f1)\$dia, summary(f2)\$dia, summary(f3)\$dia,
- summary(f4)\$dia)
- diag <- r0[c(1:4, 6:7, 12:14, 8, 9, 11), c(1,2,4,6,8)]
- rownames(diag) <- 1:nrow(diag); diag
- e1 <- summary(f1)\$out; e2 <- summary(f2)\$out
- e3 <- summary(f3)\$out; e4 <- summary(f4)\$out; rbind(e1, e2, e3, e4)
- ee <- list(e1, e2, e3, e4); vect <- NULL
- for (i in 1:4) {ef <- data.frame(ee[i])
- vect2 <- c(paste(ef[3, "estimate"], ef[3, "sign"], sep=""), paste("(", ef[3, "t.value"], ")", sep=""), paste(ef[4, "estimate"], ef[4, "sign"], sep=""), paste("(", ef[4, "t.value"], ")", sep="")) vect <- cbind(vect, vect2) }
- item <- c("pos.coeff", "pos.t.value", "neg.coeff", "neg.t.value")
- ve <- data.frame(cbind(item, vect)); colnames(ve) <- colnames(diag)
- (res.CI <- rbind(diag, ve)[c(1:2, 13:16, 3:12),])
- rownames(res.CI) <- 1:nrow(res.CI)

APT + ECM

- `(sem <- ecmSymFit(y=daChi, x=daUsa, lag=4));`
- `names(sem)`
- `aem <- ecmAsyFit(y=daChi, x=daUsa,lag=4, model="mtar", split=TRUE, thresh=t.mtar)`
- `aem`
- `(ccc <- summary(aem))`
- `coe <- cbind(as.character(ccc[1:19, 2]),paste(ccc[1:19, "estimate"], ccc$signif[1:19], sep=""), ccc[1:19, "t.value"],paste(ccc[20:38,"estimate"], ccc$signif[20:38],sep=""), ccc[20:38,"t.value"])`
- `colnames(coe) <- c("item", "Usa.est", "Usa.t", "Chile.est", "Chile.t")`
- `(edia <- ecmDiag(aem, 3))`
- `(ed <- edia[c(1,6,7,8,9),])`
- `ed2 <- cbind(ed[,1:2], "_", ed[,3], "_")`
- `colnames(ed2) <- colnames(coe)`
- `(tes <- ecmAsyTest(aem)$out)`
- `(tes2 <- tes[c(2,3,5,11,12,13,1), -1])`
- `tes3 <- cbind(as.character(tes2[,1]),paste(tes2[,2], tes2[,6], sep=""), paste("[", round(tes2[,4],2), "]", sep=""),paste(tes2[,3], tes2[,7], sep=""), paste("[", round(tes2[,5],2), "]", sep=""))`
- `colnames(tes3) <- colnames(coe)`
- `(coe <- data.frame(apply(coe, 2, as.character), stringsAsFactors=FALSE))`
- `(ed2 <- data.frame(apply(ed2, 2, as.character), stringsAsFactors=FALSE))`
- `(tes3 <- data.frame(apply(tes3,2, as.character), stringsAsFactors=FALSE))`
- `table.4 <- data.frame(rbind(coe, ed2, tes3))`
- `options(width=150); table.4; options(width=80)`

Modelo de Corrección de Error Simétrico.

- `m1<-ecmSymFit (y, x1, lag=1)`
- `m1`
- `ecmDiag (m1, digits=2)`
- `m12<-ecmSymFit (y, x1, lag=12)`
- `m12`
- `ecmDiag (m1, digits=2)`

Anexo II

Principales resultados del análisis de transmisión de precios del maíz de Chile – Argentina.

1. TAR + Cointegración

```
> ( res.CI <- rbind(diag, ve)[c(1:2, 13:16, 3:12), ] )
      item      tar      c.tar      mtar      c.mtar
1      lag        9          9          9          9
2      thresh     0         0.08         0        -0.056
13     pos.coeff -0.172*** -0.212*** -0.193*** -0.202***
14 pos.t.value  (-3.843)  (-4.531)  (-4.687)  (-6.004)
15     neg.coeff -0.178*** -0.154*** -0.158***  -0.043
16 neg.t.value  (-4.613)  (-4.168)  (-3.85)   (-0.61)
3      total obs     445       445       445       445
4      coint obs     435       435       435       435
5      aic -1195.929 -1197.063 -1196.372 -1200.381
6      bic -1147.025 -1148.158 -1147.468 -1151.477
7      LB test(4)    0.955     0.955     0.954     0.954
8      LB test(8)    0.996     0.997     0.997     0.998
9      LB test(12)   0.015     0.017     0.015     0.021
10     H1: no CI     15.702    16.296    15.934    18.045
11     H2: no APT    0.014     1.12     0.445     4.375
12     H2: p.value   0.907     0.291     0.505     0.037
```

2. APT + ECM

```
> options(width=150); table.4; options(width=80)
```

	item	Argentina.est	Argentina.t	Chile.est	Chile.t
1	(Intercept)	-0.003	-0.372	0.003	0.436
2	X.diff.daArg.t_1.pos	0.324***	3.706	0.343***	4.918
3	X.diff.daArg.t_2.pos	-0.115	-1.271	-0.105.	-1.468
4	X.diff.daArg.t_3.pos	-0.045	-0.493	0.106.	1.468
5	X.diff.daArg.t_4.pos	-0.101	-1.115	-0.014	-0.194
6	X.diff.daArg.t_1.neg	0.164*	1.854	0.091	1.287
7	X.diff.daArg.t_2.neg	0.101	1.144	0.103.	1.465
8	X.diff.daArg.t_3.neg	-0.048	-0.538	-0.01	-0.136
9	X.diff.daArg.t_4.neg	0.026	0.297	0.13*	1.852
10	X.diff.daChi.t_1.pos	-0.088	-0.842	-0.031	-0.375
11	X.diff.daChi.t_2.pos	0.111	1.054	-0.023	-0.276
12	X.diff.daChi.t_3.pos	-0.006	-0.056	0.062	0.748
13	X.diff.daChi.t_4.pos	0.068	0.692	0.08	1.022
14	X.diff.daChi.t_1.neg	-0.05	-0.51	0.243***	3.088
15	X.diff.daChi.t_2.neg	0.093	0.948	-0.008	-0.107
16	X.diff.daChi.t_3.neg	-0.258***	-2.694	-0.063	-0.833
17	X.diff.daChi.t_4.neg	-0.057	-0.601	-0.081	-1.078
18	X.ECT.t_1.pos	0.082**	2.438	-0.147***	-5.463
19	X.ECT.t_1.neg	-0.021	-0.39	-0.083*	-1.904
20	R-squared	0.092		0.261	
21	AIC	-1143.987		-1343.983	
22	BIC	-1062.251		-1262.248	
23	LB(4)	1.000		0.980	
24	LB(8)	0.526		0.662	
25	daArg (x) does not Granger cause...	3.724***	[0]	4.876***	[0]
26	daChi (y) does not Granger cause...	1.514.	[0.15]	1.824*	[0.07]
27	X.diff.daArg.t_2.pos = X.diff.daArg.t_2.neg	2.262.	[0.13]	3.334*	[0.07]
28	X.diff.daChi.t_4.pos = X.diff.daChi.t_4.neg	0.63	[0.43]	1.653	[0.2]
29	Cumulative positive daArg = Cumulative negative daArg	0.424	[0.52]	0.004	[0.95]
30	Cumulative positive daChi = Cumulative negative daChi	1.771	[0.18]	0	[0.99]
31	X.ECT.t_1.pos=X.ECT.t_1.neg	3.113*	[0.08]	1.845	[0.18]

3. Modelo de Corrección de Errores Simétrico según criterio BIC

```
> ecmSymFit(y,x2,lag=1)
```

```
=====
ECM - Symmetric + linear cointegration - "y"
=====

Call:
lm(formula = DepVar.y ~ 1 + X.)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.269823 -0.020311  0.004926  0.026423  0.170687

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   0.001079   0.002584   0.418   0.677
X.diff.x2.t_1 0.201112   0.041592   4.835 1.84e-06 ***
X.diff.y.t_1  0.206924   0.044470   4.653 4.33e-06 ***
X.ECT.t_1     -0.114540   0.020407  -5.613 3.53e-08 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.05436 on 439 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.1927,    Adjusted R-squared: 0.1872
F-statistic: 34.93 on 3 and 439 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

```
> ecmDiag(m1,digits=2)
```

	item	x2	y
1	R-squared	0.04	0.19
2	Adj-R2	0.04	0.19
3	F-stat	6.62	34.93
4	Stat DW	1.99	2.01
5	p-value DW	0.84	0.97
6	AIC	-1160.88	-1316.96
7	BIC	-1140.42	-1296.49
8	LB(4)	0.56	0.97
9	LB(8)	0.26	0.94
10	LB(12)	0.52	0.09

4. Modelo de Corrección de Errores Simétrico según criterio AIC

```

ECM - Symmetric + linear cointegration - "y"
=====

Call:
lm(formula = DepVar.y ~ 1 + X.)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.226358 -0.024986  0.001706  0.026125  0.165286

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   0.003588   0.002405   1.492  0.13651
X.diff.x2.t_1  0.192553   0.041819   4.604 5.54e-06 ***
X.diff.x2.t_2  0.014096   0.043389   0.325  0.74544
X.diff.x2.t_3  0.066395   0.042759   1.553  0.12126
X.diff.x2.t_4  0.060633   0.042822   1.416  0.15756
X.diff.x2.t_5  0.104121   0.042680   2.440  0.01513 *
X.diff.x2.t_6  0.057428   0.042992   1.336  0.18237
X.diff.x2.t_7  0.098466   0.042699   2.306  0.02161 *
X.diff.x2.t_8  0.039741   0.042641   0.932  0.35190
X.diff.x2.t_9  0.073702   0.042355   1.740  0.08260 .
X.diff.x2.t_10 0.010978   0.041870   0.262  0.79331
X.diff.x2.t_11 0.031411   0.041190   0.763  0.44615
X.diff.x2.t_12 -0.035611   0.041217  -0.864  0.38809
X.diff.y.t_1   0.098390   0.051532   1.909  0.05693 .
X.diff.y.t_2  -0.041313   0.051824  -0.797  0.42582
X.diff.y.t_3  -0.026387   0.050852  -0.519  0.60411
X.diff.y.t_4  -0.057756   0.050769  -1.138  0.25595
X.diff.y.t_5  -0.067591   0.050291  -1.344  0.17970
X.diff.y.t_6  -0.083769   0.049480  -1.693  0.09123 .
X.diff.y.t_7  -0.058699   0.048326  -1.215  0.22521
X.diff.y.t_8  -0.124703   0.047476  -2.627  0.00895 **
X.diff.y.t_9   0.005871   0.047065   0.125  0.90079
X.diff.y.t_10 -0.078607   0.045830  -1.715  0.08707 .
X.diff.y.t_11  0.039874   0.045654   0.873  0.38297
X.diff.y.t_12  0.121054   0.042886   2.823  0.00500 **
X.ECT.t_1    -0.148079   0.028717  -5.157 3.94e-07 ***
---
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.04916 on 406 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2881, Adjusted R-squared: 0.2442
F-statistic: 6.571 on 25 and 406 DF, p-value: < 2.2e-16
    
```

```
> ecmDiag(m12,digits=2)
      item      x2      y
1  R-squared  0.10  0.29
2   Adj-R2   0.05  0.24
3   F-stat   1.84  6.57
4   Stat DW  2.02  2.00
5 p-value DW  0.85  0.97
6      AIC -1112.46 -1349.85
7      BIC -1002.61 -1240.00
8      LB(4)  1.00  0.99
9      LB(8)  1.00  1.00
10     LB(12) 1.00  1.00
> |
```


Principales resultados del analisis de transmision de precios del maiz de Chile – Estados Unidos

1. TAR + Cointegración

```
> ( res.CI <- rbind(diag, ve)[c(1:2, 13:16, 3:12), ] )
      item      tar      c.tar      mtar      c.mtar
1      lag        9         9         9         9
2      thresh     0      -0.117      0      -0.059
13     pos.coeff -0.148*** -0.17*** -0.168*** -0.169***
14     pos.t.value (-3.349)  (-4.04)  (-4.255)  (-4.931)
15     neg.coeff -0.157*** -0.138*** -0.136*** -0.085
16     neg.t.value (-4.125)  (-3.438)  (-3.239)  (-1.311)
3      total obs     445      445      445      445
4      coint obs     435      435      435      435
5      aic -1206.905 -1207.243 -1207.29 -1208.405
6      bic -1158.001 -1158.339 -1158.386 -1159.501
7      LB test(4)    0.923    0.929    0.922    0.925
8      LB test(8)    0.994    0.995    0.995    0.994
9      LB test(12)   0.003    0.003    0.003    0.004
10     H1: no CI     11.653    11.827    11.851    12.426
11     H2: no APT    0.027    0.357    0.402    1.492
12     H2: p.value   0.869    0.55    0.526    0.223
```

2. APT + ECM

```
> options(width=150); table.4; options(width=80)
```

	item	Usa.est	Usa.t	Chile.est	Chile.t
1	(Intercept)	0	-0.062	-0.003	-0.389
2	X.diff.daUsa.t_1.pos	0.22**	2.459	0.458***	5.466
3	X.diff.daUsa.t_2.pos	-0.119	-1.281	0	-0.004
4	X.diff.daUsa.t_3.pos	0.189**	2.051	0.164*	1.909
5	X.diff.daUsa.t_4.pos	-0.076	-0.821	-0.163*	-1.884
6	X.diff.daUsa.t_1.neg	0.349***	4.064	-0.002	-0.031
7	X.diff.daUsa.t_2.neg	0.077	0.896	-0.005	-0.058
8	X.diff.daUsa.t_3.neg	-0.14.	-1.641	-0.03	-0.37
9	X.diff.daUsa.t_4.neg	0.034	0.397	0.1	1.242
10	X.diff.daChi.t_1.pos	0.121	1.353	-0.006	-0.073
11	X.diff.daChi.t_2.pos	0	0.003	-0.122.	-1.474
12	X.diff.daChi.t_3.pos	-0.072	-0.808	0.138*	1.651
13	X.diff.daChi.t_4.pos	-0.001	-0.007	0.083	1.052
14	X.diff.daChi.t_1.neg	-0.021	-0.238	0.34***	4.211
15	X.diff.daChi.t_2.neg	-0.014	-0.168	0.038	0.485
16	X.diff.daChi.t_3.neg	-0.077	-0.937	-0.005	-0.061
17	X.diff.daChi.t_4.neg	0.019	0.227	-0.096	-1.248
18	X.ECT.t_1.pos	0.08***	2.699	-0.138***	-4.99
19	X.ECT.t_1.neg	0.004	0.08	-0.152***	-3.195
20	R-squared	0.110	-	0.246	-
21	AIC	-1275.946	-	-1334.975	-
22	BIC	-1194.210	-	-1253.240	-
23	LB(4)	0.999	-	0.993	-
24	LB(8)	0.115	-	0.246	-
25	daUsa (x) does not Granger cause...	5.195***	[0]	5.042***	[0]
26	daChi (y) does not Granger cause...	0.603	[0.78]	3.515***	[0]
27	X.diff.daUsa.t_2.pos = X.diff.daUsa.t_2.neg	1.838	[0.18]	0.001	[0.97]
28	X.diff.daChi.t_4.pos = X.diff.daChi.t_4.neg	0.02	[0.89]	1.957	[0.16]
29	Cumulative positive daUsa = Cumulative negative daUsa	0.153	[0.7]	2.453.	[0.12]
30	Cumulative positive daChi = Cumulative negative daChi	0.363	[0.55]	0.704	[0.4]
31	X.ECT.t_1.pos=X.ECT.t_1.neg	1.938	[0.16]	0.066	[0.8]

3. Modelo Corrección de Errores según criterio BIC.

```

=====
ECM - Symmetric + linear cointegration - "y"
=====

Call:
lm(formula = DepVar.y ~ 1 + X.)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.27736 -0.02328  0.00631  0.02868  0.18362

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.0009634  0.0026140   0.369   0.713
X.diff.x1.t_1 0.2048552  0.0472874   4.332 1.83e-05 ***
X.diff.y.t_1  0.2396112  0.0449718   5.328 1.59e-07 ***
X.ECT.t_1    -0.1186564  0.0210690  -5.632 3.19e-08 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.05499 on 439 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.1739,    Adjusted R-squared:  0.1682
F-statistic:  30.8 on 3 and 439 DF,  p-value: < 2.2e-16

```

```

> ecmDiag(ml, digits=2)
      item      x1      y
1  R-squared    0.08    0.17
2  Adj-R2      0.07    0.17
3  F-stat      12.81   30.80
4  Stat DW     1.99    1.99
5  p-value DW   0.86    0.90
6  AIC        -1302.07 -1306.75
7  BIC        -1281.60 -1286.29
8  LB(4)      0.99    0.76
9  LB(8)      0.09    0.51
10 LB(12)     0.26    0.00

```

4. Modelo Corrección de Errores según criterio AIC.

```

lm(formula = DepVar.y ~ 1 + X.)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.223812 -0.026538  0.000203  0.027095  0.152900

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   0.002820   0.002356   1.197 0.232090
X.diff.x1.t_1  0.244837   0.046778   5.234 2.66e-07 ***
X.diff.x1.t_2  0.026547   0.049755   0.534 0.593943
X.diff.x1.t_3  0.096039   0.049163   1.953 0.051450 .
X.diff.x1.t_4 -0.050925   0.049364  -1.032 0.302863
X.diff.x1.t_5  0.111581   0.047926   2.328 0.020391 *
X.diff.x1.t_6  0.022859   0.047739   0.479 0.632314
X.diff.x1.t_7  0.058013   0.047272   1.227 0.220453
X.diff.x1.t_8  0.074634   0.046755   1.596 0.111203
X.diff.x1.t_9  0.145835   0.047469   3.072 0.002268 **
X.diff.x1.t_10 0.006454   0.048000   0.134 0.893103
X.diff.x1.t_11 0.069171   0.047408   1.459 0.145325
X.diff.x1.t_12 -0.158007   0.046939  -3.366 0.000835 ***
X.diff.y.t_1   0.117712   0.051035   2.307 0.021585 *
X.diff.y.t_2  -0.045449   0.051288  -0.886 0.376061
X.diff.y.t_3   0.025123   0.050189   0.501 0.616943
X.diff.y.t_4  -0.043015   0.049628  -0.867 0.386590
X.diff.y.t_5  -0.055334   0.048581  -1.139 0.255376
X.diff.y.t_6  -0.081905   0.047788  -1.714 0.087304 .
X.diff.y.t_7  -0.064632   0.046455  -1.391 0.164907
X.diff.y.t_8  -0.165952   0.045701  -3.631 0.000318 ***
X.diff.y.t_9  -0.009304   0.046223  -0.201 0.840581
X.diff.y.t_10 -0.079081   0.044899  -1.761 0.078940 .
X.diff.y.t_11  0.059866   0.044806   1.336 0.182262
X.diff.y.t_12  0.155836   0.042282   3.686 0.000259 ***
X.ECT.t_1     -0.124226   0.028110  -4.419 1.27e-05 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.0483 on 406 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.3127,    Adjusted R-squared:  0.2703
F-statistic: 7.387 on 25 and 406 DF,  p-value: < 2.2e-16
    
```

```
> ecmDiag(m12,digits=2)
      item      x1      y
1  R-squared  0.14  0.31
2   Adj-R2   0.09  0.27
3   F-stat   2.70  7.39
4   Stat DW  1.99  2.01
5 p-value DW  0.93  0.99
6      AIC -1263.22 -1365.04
7      BIC -1153.37 -1255.19
8     LB(4)  0.99  0.99
9     LB(8)  1.00  0.86
10    LB(12) 1.00  0.95
```