



# **COLEGIO DE POSTGRADUADOS**

INSTITUCIÓN DE ENSEÑANZA E INVESTIGACIÓN EN CIENCIAS AGRÍCOLAS

**CAMPUS MONTECILLO**

POSTGRADO EN SOCIOECONOMÍA, ESTADÍSTICA E INFORMÁTICA  
ECONOMÍA

## **TRANSMISIÓN DEL PRECIO INTERNACIONAL DEL AZÚCAR AL MERCADO DOMÉSTICO EN MÉXICO (1994-2020)**

**RICARDO MONTEJO ALVARO**

T E S I S

PRESENTADA COMO REQUISITO PARCIAL

PARA OBTENER EL GRADO DE:

**MAESTRO EN CIENCIAS**

MONTECILLO, TEXCOCO, ESTADO DE MÉXICO

2020

La presente tesis titulada: "TRANSMISIÓN DEL PRECIO INTERNACIONAL DEL AZÚCAR AL MERCADO DOMÉSTICO EN MÉXICO (1994-2020)" realizada por el alumno: RICARDO MONTEJO ALVARO bajo la dirección del Consejo Particular indicado, ha sido aprobada por el mismo y aceptada como requisito parcial para obtener el grado de:

MAESTRO EN CIENCIAS  
SOCIOECONOMÍA, ESTADÍSTICA E INFORMÁTICA  
ECONOMÍA

CONSEJO PARTICULAR

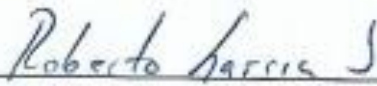
CONSEJERO (A)



---

DR. JOSE JAIME ARANA CORONADO

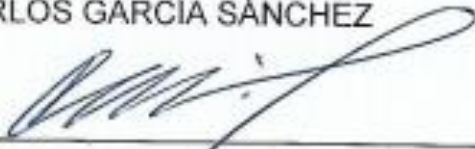
ASESOR (A)



---

DR. ROBERTO CARLOS GARCÍA SÁNCHEZ

ASESOR (A)



---

DR. IGNACIO CAAMAL CAUICH

ASESOR (A)

---

Montecillo, Texcoco, Estado de México, noviembre de 2020.

# TRANSMISIÓN DEL PRECIO INTERNACIONAL DEL AZÚCAR AL MERCADO DOMÉSTICO EN MÉXICO (1994-2020)

Ricardo Montejo Alvaro, M.C.  
Colegio de Postgraduados, 2020

## RESUMEN

El azúcar es un producto básico de consumo en México, y sus precios han presentado volatilidad y tendencia creciente en el periodo de análisis. Lo que afecta el excedente del consumidor. La presente investigación examina el proceso de transmisión de precios internacionales del azúcar (estándar y refinada) exportada por México a los Estados Unidos (EE.UU.). El objetivo es explicar el grado y la velocidad en que el precio del azúcar de los EE.UU., principal mercado de exportación del azúcar producida en México, impacta el precio al consumidor de azúcar en México. Las variables son precios mensuales en México y EE.UU. de 1994-2020. El método de cointegración empleado es un Modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL) y un Modelo del Vector de Corrección de Errores (MVCE). Los precios mostraron patrones similares de comportamiento y altos niveles de correlación, y una relación de equilibrio a largo plazo entre los mercados. En el modelo ARDL del azúcar estándar, el precio al consumidor reacciona en 0.35 ante un cambio unitario del precio en EE.UU. y en 1.03 del precio pasado en México. Los cambios en el precio del mercado internacional al mercado nacional puede tardar 7 meses en ajustarse al equilibrio. La política restrictiva de EE.UU. impuesta a México sobre el nivel de sus importaciones (70% estándar y 30% refinada) elevan los precios de su mercado interno, y afectan el proceso de transmisión. Así como, una infraestructura deficiente, estacionalidad de la producción, costos comerciales, concentración de la industria, etc. Los mercados no son competitivos en el área de libre comercio dado los altos niveles de precios observados en ambos mercados. Si los precios en México siguen los precios de EE.UU., la transmisión afectará el bienestar de los consumidores en México. Los mayoristas aumentarán sus precios ante incrementos del precio en el mercado internacional.

**Palabras clave:** azúcar, transmisión, mercados, bienestar, cointegración.

# **TRANSMISSION OF THE INTERNATIONAL PRICE OF SUGAR TO THE DOMESTIC MARKET IN MEXICO (1994-2020)**

**Ricardo Montejo Alvaro, M.C.**  
**Colegio de Postgraduados, 2020**

## **ABSTRACT**

Sugar is a basic consumer product in Mexico, and its prices have shown volatility and an increasing trend in the period of analysis. What affects the consumer surplus. This research examines the process of transmission of international prices of sugar (standard and refined) exported by Mexico to the United States (USA). The objective is to explain the degree and speed at which the price of sugar from the US, the main export market for sugar produced in Mexico, impacts the consumer price of sugar in Mexico. The variables are monthly prices in Mexico and the US from 1994-2020. The cointegration method used is a Distributed Lags Autoregressive Model (ARDL) and an Error Correction Vector Model (MVCE). Prices showed similar patterns of behavior and high levels of correlation, and a long-term equilibrium relationship between the markets. In the ARDL model for standard sugar, the consumer price reacts by 0.35 to a unit price change in the US and by 1.03 from the past price in Mexico. Changes in the price from the international market to the domestic market may take 7 months to adjust to equilibrium. The restrictive US policy imposed on Mexico on the level of its imports (70% standard and 30% refined) raise prices in its domestic market, and affect the transmission process. As well as a deficient infrastructure, seasonality of production, commercial costs, industry concentration, etc. The markets are not competitive in the free trade area given the high price levels observed in both markets. If prices in Mexico follow US prices, the transfer will affect the well-being of consumers in Mexico. Wholesalers will increase their prices in the face of price increases in the international market.

**Keywords:** sugar, transmission, markets, welfare, cointegration.

## **DEDICATORIA**

A mis padres por darme su apoyo y consejos para seguir adelante en mi carrera profesional.

A mi familia y hermanos, por darme la fortaleza y comprensión en momentos difíciles.

A mis amigos, por las experiencias vividas con ellos.

A todos aquellos que directa e indirectamente influyeron en mi formación personal y profesional.

## **AGRADECIMIENTOS**

Al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT), por el apoyo económico recibido, sin el cual mis estudios de postgrado no habrían sido posibles.

Al Colegio de Postgraduados, por haberme recibido en la institución y permitirme realizar mis estudios de maestría.

A los miembros de mi consejo particular: Dr. José Jaime Arana Coronado, Dr. Roberto Carlos García Sánchez y al Dr. Ignacio Caamal Cauich por sus observaciones y consejos en la realización de este trabajo de investigación.

## CONTENIDO

<b>RESUMEN .....</b>	<b>iii</b>
<b>ABSTRACT .....</b>	<b>iv</b>
<b>DEDICATORIA .....</b>	<b>v</b>
<b>AGRADECIMIENTOS.....</b>	<b>vi</b>
<b>LISTA DE CUADROS.....</b>	<b>ix</b>
<b>LISTA DE FIGURAS.....</b>	<b>x</b>
<b>CAPÍTULO I. INTRODUCCIÓN GENERAL.....</b>	<b>1</b>
1.1. Justificación .....	2
1.2. Revisión de literatura .....	4
1.3. Objetivos .....	17
1.4. Hipótesis .....	17
<b>CAPÍTULO II. CARACTERIZACIÓN DEL SECTOR .....</b>	<b>18</b>
2.1. Entorno internacional .....	18
2.2. Entorno nacional .....	20
<b>CAPÍTULO III. MARCO TEÓRICO .....</b>	<b>25</b>
3.1. Mercado de competencia perfecta e imperfecta .....	25
3.2. Mercado de bienes exportables y la Ley del Precio Único.....	25
3.3. Barreras comerciales .....	26
3.4. Transmisión de precios .....	27
<b>CAPÍTULO IV. MARCO ESTADÍSTICO .....</b>	<b>30</b>
4.1. Series de tiempo .....	30
4.2. Proceso estacionario.....	30
4.3. Raíces unitarias .....	31
4.4. Causalidad de Granger .....	33
4.5. Teoría de cointegración .....	34
4.6. Modelo del Vector de Corrección de Errores (MVCE).....	35
<b>CAPÍTULO V. MATERIALES Y MÉTODOS.....</b>	<b>38</b>
5.1. Modelo econométrico.....	39
5.2. Datos y fuentes de información.....	41
<b>CAPÍTULO VI. RESULTADOS Y DISCUSIÓN.....</b>	<b>42</b>

6.1. Análisis exploratorio .....	42
6.2. Pruebas de estacionariedad .....	44
6.3. Selección de rezagos .....	45
6.4. Pruebas de cointegración .....	46
6.5. Estimación del Modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos .....	48
6.6. Estimación del Modelo del Vector de Corrección de Errores .....	50
<b>CAPÍTULO VII. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES .....</b>	<b>54</b>
7.1. Conclusiones .....	54
7.2. Recomendaciones .....	55
<b>CAPÍTULO VIII. LITERATURA CITADA .....</b>	<b>56</b>



## LISTA DE CUADROS

Cuadro 1. Principales productores y consumidores de azúcar (mill. ton.), 2018.....	19
Cuadro 2. Disponibilidad y consumo de azúcar en México, 2000-2019.....	22
Cuadro 3. Exportaciones de azúcar Mex-EEUU, 1993-2018.....	24
Cuadro 4. Estadísticas descriptivas de los datos, 1994:01 – 2020:05.....	42
Cuadro 5. Prueba de raíz unitaria de los datos, 1994:01 – 2020:05.....	44
Cuadro 6. Criterios de selección de rezagos para precios de azúcar estándar, México-EEUU.....	45
Cuadro 7. Criterios de selección de rezagos para precios de azúcar refinada, México-EEUU.....	46
Cuadro 8. Prueba de cointegración de Johansen entre precios de azúcar estándar, México - EE.UU.....	46
Cuadro 9. Prueba de cointegración de Johansen entre precios de azúcar refinada, México-EE.UU.....	47

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Precios reales de azúcar estándar y refinada en México (\$/50kg), 2002-2020. ....	2
Figura 2. Precio de equilibrio en el mercado nacional de bienes exportables.....	26
Figura 3. Proceso para el análisis de transmisión de precios mediante series de tiempo.....	29
Figura 4. Comportamiento de los precios del azúcar estándar y refinada de México y EE.UU. (cents usd/lb), 1994-2020. ....	43

## **CAPÍTULO I. INTRODUCCIÓN GENERAL**

El azúcar (sacarosa) de caña es un producto básico de consumo (40kg/año per cápita) en México, ya que proporciona calorías y dulzor a los alimentos. Se encuentra en los refrescos, jugos, néctares, galletas, chocolates, panes, pasteles, etc. La sacarosa es un disacárido (50% glucosa y 50% fructosa) y se obtiene principalmente de la caña de azúcar y la remolacha azucarera (Santillán *et al.*, 2017; FIRA, 2015; INEGI, 2009).

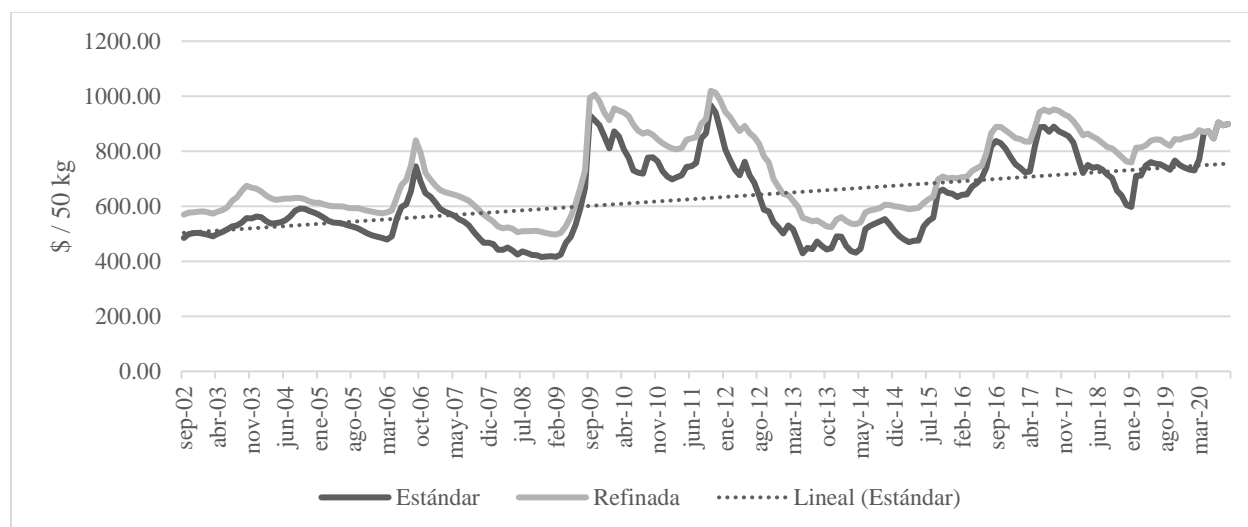
En México, se ha observado en los últimos años un patrón creciente en los precios, bajos niveles de producción e inventarios del azúcar. Así como, incrementos en la demanda de México y EE.UU. debido al crecimiento de la población y el ingreso per cápita. Lo que aumenta la incertidumbre del mercado de azúcar. Aunado a condiciones climáticas adversas, rendimientos bajos de los cultivos de azúcar, precios altos de los insumos (energía y petróleo) y el desvío de la materia prima (caña de azúcar) para la producción de biocombustibles que afectan la oferta de azúcar (Nigatu *et al.*, 2020).

En esta investigación se realiza un análisis de la transmisión de precios del azúcar del mercado internacional al mercado en México. Dado la importancia comercial del azúcar entre México y EE.UU. y el efecto potencial sobre la economía popular mexicana. Se plantea un Modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (2,1) y un Modelo del Vector de Corrección de Errores para explicar el grado y velocidad en el cual los cambios en los precios de EE.UU. son transmitidos a los precios al consumidor en México.

En el presente capítulo se presenta la importancia y la justificación del fenómeno de estudio, la revisión de estudios que confirman la existencia de transmisión de precios (vertical y espacial) en diversos sectores productivos, la hipótesis y objetivos de la investigación. En el capítulo 2, se caracteriza al sector azucarero en el ámbito internacional y nacional. En el capítulo 3 y 4, se presenta el marco de análisis económico y estadístico respectivamente para abordar la problemática. En el capítulo 5, se describe el método econométrico y las variables utilizadas. En el capítulo 6, se presentan los resultados obtenidos y la discusión de los mismos. En el capítulo 7, se extraen las conclusiones y recomendaciones.

## 1.1. Justificación

Actualmente las variaciones de los precios del azúcar en las principales centrales de abasto impactan a los consumidores en México. En la última década se registraron incrementos significativos en los precios reales del azúcar y han fluctuado alrededor de los 700 pesos por bultos de 50kg tanto para el azúcar estándar<sup>1</sup> y refinada<sup>2</sup>. Los precios del azúcar refinada superaron los 800 \$/50kg de 2009-2012. Sin embargo, tras una caída en 2013 muestran una tendencia creciente. De abril a septiembre de 2020 se observaron precios por encima de \$850/bulto para el azúcar estándar y refinada (SNIIM, 2020).



**Figura 1.** Precios reales de azúcar estándar y refinada en México (\$/50kg), 2002-2020. **Fuente:** Elaborado con datos del Sistema Nacional de Información e Integración de Mercados (SNIIM, 2020) e INEGI(2020).

La persistencia de incrementos en los precios del azúcar disminuirá el excedente de los consumidores y ocasionará pérdida de bienestar social, ya que están pagando más unidades monetarias por dicho producto. La situación antedicha podría explicarse bajo la Ley del Precio Único, la cual establece que los precios domésticos deben igualarse a los precios internacionales de un producto homogéneo en el espacio cuando se expresan en la misma moneda en condiciones de libre comercio (Greb *et al.*, 2012; Krugman *et al.*, 2012).

<sup>1</sup> Producto sólido derivado de la caña de azúcar, constituido esencialmente por cristales sueltos de sacarosa, en una concentración mínima de 99.40% de polarización.

<sup>2</sup> Producto sólido derivado de la caña de azúcar, constituido esencialmente por cristales sueltos de sacarosa, en una concentración mínima de 99,90 % de polarización. Ficha técnica del CONADESUCA.

Con la integración de los mercados mexicano y estadounidense, se espera que los precios del azúcar en ambos países converjan y la volatilidad se reduzca, especialmente en México (Banco Mundial e Instituto Mexicano para la Competitividad, 2007). Dado que México es un país exportador neto de azúcar y que mayormente los volúmenes de exportación se dirigen a los EE.UU. Los cambios en los precios internacionales se transmitirán al mercado nacional a través de los canales de comercialización (Tom, 2015).

Diversos estudios intentan demostrar el grado de integración de mercados y transmisión de precios en las cadenas alimentarias cuando las economías se integran al comercio internacional. Por ejemplo, Tien *et al.* (2020) evaluaron la cadena de suministros del Pangasius cultivado desde el productor en Vietnam al mercado al consumidor en Alemania. También, Fernández-Polanco y Llorente (2019) analizaron la integración de precios en finca de la Dorada en España con los precios de exportación de Grecia y Turquía.

Asimismo, Chien *et al.* (2018) analizaron la dinámica de transmisión de precios en la cadena de comercialización del Café robusta en Vietnam. Bekkers *et al.* (2017) examinaron el impacto de la burbuja de precios mundiales de los alimentos básicos sobre los mercados nacionales en diversos países. Acosta y Valdés (2014) evaluaron la eficiencia del mercado de leche en Panamá. Sin embargo, a excepción de los estudios realizados por Aragrande *et al.* (2017) y Murali *et al.* (2018) en el mercado de azúcar en la Unión Europea e India respectivamente bajo la Ley del Precio Único, no hay estudios que analicen el mecanismo de transmisión de precios del azúcar en México.

Al respecto, se plantea un Modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos y su reparametrización en un Modelo del Vector de Corrección de Errores que relacionan los precios domésticos del azúcar estándar y refinada con los precios internacionales. Como soporte del modelo se utilizan entre otras investigaciones las realizadas por Díaz (2007) y Baffes y Gardner (2012), quienes en sus respectivos modelos econométricos utilizan el método de método de cointegración, donde incorporan rezagos en las series de precios y determinan la dirección de causalidad en el sentido de Granger (Greb *et al.*, 2012).

## 1.2. Revisión de literatura

La integración de precios consiste en el análisis vertical u horizontal (delimitación de mercados). El primero estudia la transmisión de precios a lo largo de la cadena de valor y el segundo estudia las relaciones entre precios de productos competidores en el espacio (Fernández-Polanco y Llorente, 2020).

La mayoría de investigaciones utilizan técnicas de series de tiempo para analizar y modelar la transmisión vertical de precios (al productor, al exportador, al por mayor y al por menor), algunos autores que estudian las relaciones de precios son Tien *et. al.* (2020), Fernández-Polanco y Llorente (2019), Chavas y Pan (2019), Chien *et. al.* (2018), Aragrande *et. al.* (2017), Fousekis *et. al.* (2016), Acosta y Valdés (2014), entre otros. Las cuales resultan de utilidad para la toma de decisiones de los agentes económicos que integran las cadenas alimentarias.

Similarmente, otros autores analizan la transmisión horizontal de precios mediante series de tiempo utilizando precios en finca, precios al productor, precios de exportación, precios mayoristas, precios minoristas, precios de referencia (mercado de futuros), índice de precios, tasas de crecimiento de los precios, entre otros. Estiman la influencia del movimiento de los precios espacialmente, es decir, desde un mercado a otro en el contexto de la liberalización económica, los autores son Fernández-Polanco y Llorente (2019), Murali *et al.* (2018), Bekkers *et al.* (2017), Ganneval (2016), Greb *et. al.* (2012), Robles (2011), Imai *et al.* (2008), Conforti (2004), Mundlak y Larson (1992).

Sin embargo, la aplicación de la metodología requiere de antemano que las series de precios cumplan con ciertas propiedades estadísticas. Algunas pruebas utilizadas para ello son Dicky Fuller Aumentada (DFA) y Phillips-Perron (PP) para verificar estacionariedad de las variables. Otras para la elección de rezagos de las variables en los modelos son el Criterio de Información de Akaike (CIA), Criterio de Información Bayesiano (CIB), Criterio de Información de Hannan-Quin (CIHQ) y Wald. Así como la razón de Verosimilitud (LR) para determinar exogeneidad y endogeneidad de las variables, cointegración de Johansen y causalidad de Granger, entre otras.

La transmisión vertical evalúa cambios en los precios en los niveles de la cadena, por ejemplo, Tien *et. al.* (2020) plantearon un Modelo de Corrección del Vector de Errores para evaluar la cadena de suministros del Pangasius cultivado en Vietnam hacia los consumidores finales en Alemania, utilizando precios mensuales correspondientes al productor y exportador en Vietnam, y precios al por menor del pescado en Alemania en el periodo 2007-2012.

Determinaron una transmisión asimétrica de precios en el mercado de exportación del Pangasius, es decir, que los cambios en precios al productor en Vietnam no se transmiten completamente al consumidor en Alemania. Vietnam a pesar de ser un gran productor del pescado cultivado no influye significativamente en los precios al consumidor en Alemania debido a que el mayor suministro de pescado blanco en el mercado internacional es de especies silvestres capturadas.

Para tal efecto, Tien *et. al.* (2020) realizaron pruebas de raíz unitaria Dicky-Fuller Aumentada (DFA), Criterio de Información de Schwarz y Hannan-Quin para la elección de rezagos de las variables (precios) en niveles y en diferencias. Además, utilizaron el enfoque de cointegración de Johansen y los supuestos de la Ley del Precio Único, y la prueba de exogeneidad débil entre los nodos de la cadena, es decir, cuando una variable explica a la otra en al menos una dirección.

Asimismo, Fernández-Polanco y Llorente (2019) mediante un modelo de regresión lineal simple en logaritmos analizaron la integración de precios de la Dorada del sector primario a la etapa minorista en España. Las variables utilizadas son precios mensuales en granja, mayoristas y minoristas españoles en el periodo 2009-2016.

Encontraron que los precios en granja y al por mayor resultan cointegrados, y la dirección de causalidad resulta en que los precios mayoristas causan a los precios en granja. Indicio de que los mayoristas tienen cierto poder de negociación sobre los productores. Mientras que las relaciones con los precios minoristas no resultaron cointegrados, por lo que, los productores no trasladan sus costos de producción a los niveles minoristas de la cadena de valor.

El diagnóstico estadístico consistió en probar estacionariedad (DFA) y cointegración de Johansen de las series de precios en el marco de la Ley del Precio Único. Las variables requirieron transformación a primeras diferencias para su comportamiento estacionario. Se hicieron pruebas de exogeneidad y endogeneidad de las variables con la prueba LR. También se seleccionaron los rezagos con el AIC, BIC y HQC. Y la prueba de Wald para confirmar el orden del rezago.

De igual manera, Chavas y Pan (2019) examinaron la transmisión en los niveles de la cadena del sector porcino chino a través de un Modelo de Autoregresión Quantílica, el cual, permite flexibilidad en la distribución conjunta de ambos precios y ciclos en el mercado. Con el fin de obtener evidencias de codependencia y vínculos contemporáneos entre los precios. Utilizaron como variables, precios mensuales al productor y precios al por menor de la carne de cerdo a partir de que China se integró a la Organización Mundial del Comercio (OMC) en el periodo 2000-2017.

Los resultados mostraron que dichos precios están integrados en todos los cuantiles y exhiben ciclicidad en el largo plazo. Estos patrones cíclicos se deben a retrasos en la producción y la incertidumbre del mercado. Por lo tanto, la transmisión de precios entre productores y consumidores se ajusta ante shocks de oferta y demanda del mercado, afectando el bienestar de los agentes económicos. Perjudicando a los consumidores y beneficiando a productores en periodos de precios altos, y viceversa.

Por su parte, Chien *et. al.* (2018) propusieron un Modelo de Corrección de Errores de Umbral o de Ajuste No Lineal para evaluar la dinámica de transmisión de precios en la cadena de comercialización del Café robusta en Vietnam. Los datos utilizados son precios mensuales al productor y precios de exportación diarios del café de junio de 2011 a diciembre de 2015. Las fluctuaciones de los precios mostraron un comportamiento similar con tendencia a la baja.

Los precios resultaron integradas de orden 1 y cointegrados, considerando los costos de transacción obtuvieron evidencia de que un aumento de 1% en los precios al productor provoca un aumento de 1.28% en los precios de exportación. Lo cual sugiere que las políticas de liberalización comercial tienden a mejorar la transmisión entre precios agrícolas y precios de exportación.



Por otra parte, Aragrande *et. al.* (2017) analizaron los efectos de la reforma al régimen azucarero de la Unión Europea en 2006 sobre la transmisión de precios, el grado de la competencia y concentración en la industria en el contexto de Política Agrícola Común (CAP, por sus siglas en inglés). Señalan que los procesadores de remolacha azucarera en la UE desempeñan un papel importante en la organización del mercado de azúcar.

Las empresas pueden evitar la transmisión simétrica de precios beneficiándose del productor o del consumidor, sin embargo, las asimetrías son a menudo la regla en los mercados reales. Algunos factores que explican estas asimetrías son los costos de la industria, los costos de transacción, los precios de los insumos, etc. En la oferta, los costos de menú (ajuste de los productos en venta) de los vendedores minoristas o la gestión de existencias pueden retrasar la transmisión. En la demanda, el costo de búsqueda del consumidor.

Los resultados mostraron que existe alto grado de concentración en la industria y las asimetrías verticales aún están presentes. Por lo que, un oligopsonio industrial (poder de mercado) puede afectar a los productores de remolacha y los siguientes niveles de la cadena de suministro hasta los consumidores.

Otro estudio realizado por Fousekis *et. al.* (2016) en el sector pecuario, analizan la transmisión asimétrica de precios en la cadena de suministros de la carne de vacuno en los EE.UU. mediante un Modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos No Lineal, utilizando precios mensuales en granja, precios al por mayor y precios al por menor en el periodo 1990 a 2014.

Determinaron la existencia de cointegración no lineal entre las series de precios y probaron asimetría en la transmisión en magnitud y velocidad. Identificaron un orden causal unidireccional del nivel de granja al mayorista, es decir, los mayoristas se ajustan a los shocks en los precios de las explotaciones agrícolas. Para tal efecto, los precios fueron convertidos a logaritmos y primeras diferencias, y se probaron raíces unitarias con estadístico Phillips-Perron (PP). Con el Criterio de Información de Schwarz se eligieron los rezagos óptimos de las variables en el modelo.

De igual modo, Acosta y Valdés (2014) evaluaron la eficiencia del mercado de leche en Panamá y así proponer una política nacional de fortalecimiento del sector. Plantearon un Modelo de Corrección de Errores, utilizando precios mensuales mayoristas y precios al productor de leche en términos nominales. El modelo captura los efectos de corto y largo plazo, así como la velocidad de ajuste donde la variable dependiente vuelve al equilibrio ante choques externos. Estimaron una regresión estática de Y sobre X y obtuvieron los residuales, los cuales se introducen como una variable explicativa de X sobre Y.

Al efectuar las pruebas estadísticas de cointegración de Johansen y causalidad de Granger, determinaron una relación de cointegración a largo plazo entre los precios de la leche y una dirección de causalidad de productores a mayoristas. Asimismo, obtuvieron una velocidad de convergencia al equilibrio moderadamente lenta y asimétrica. Atribuible a la concentración del poder de mercado, costos de ajuste de las empresas, intervención del gobierno en la fijación de precios, diferentes elasticidades de precios en los niveles de mercado y presencia de bienes perecederos.

Otros autores analizan la transmisión horizontal de precios, recientemente Fernández-Polanco y Llorente (2019) plantearon un modelo en logaritmos donde correlacionaron precios mensuales en finca de España con precios de exportación de Grecia y Turquía de la Dorada de 2009-2016. Con el objetivo de medir la influencia del precio internacional sobre los precios internos en España, ya que dichos países son los principales exportadores de Dorada al mercado español.

Sin embargo, realizaron un diagnóstico estadístico de los datos de precios como pruebas de estacionariedad, cointegración, exogeneidad y selección de rezagos óptimos para la estimación del modelo. Las pruebas determinaron que los precios en Turquía son exógenos y, los precios en Grecia y España son endógenos. Evidencia de que los exportadores turcos lideran la fijación de precios, mientras que exportadores griegos y agricultores españoles se ajustan a los cambios de los precios en Turquía.

Lo anterior se atribuye a que Turquía es el principal socio comercial de los importadores españoles y su industria ha recibido inversiones y apoyos gubernamentales que permiten a los exportadores fijar el precio de las exportaciones por debajo de los precios de los agricultores griegos y españoles. Adicionalmente, la cadena de valor de la Dorada se ha

vuelto más compleja cambiando el proceso de determinación de precios, si bien el desarrollo de medios de transporte y comunicaciones eficientes facilita el acceso al mercado global también aumenta la competencia (productos del mar) e incita a una mayor concentración minorista de la Dorada.

Siguiendo el enfoque de transmisión espacial, Bekkers *et al.* (2017) estimaron un Modelo de Corrección de Errores y dos modelos de regresión logarítmica para analizar el impacto de los picos en los precios mundiales en los alimentos sobre los precios locales en una muestra de 147 países, en los cuales relacionaron índices de precios mensuales al consumidor locales e índices de precios al consumidor internacionales, y los tipos de cambio en el periodo 2000-2012.

Para tal caso, hicieron uso de los estadísticos BIC (Criterio de Información Bayesiano) y AIC (Criterio de Información de Akaike) para determinar un modelo parsimonioso (rezagos óptimos). También realizaron pruebas de cointegración de Johansen y causalidad de Granger entre los pares de precios de los países. Los modelos de regresión logarítmica con variables en primeras diferencias, uno, incluyendo el índice de precios locales como endógena y, el índice de precios internacionales y el tipo de cambio como exógenas, y otro, agregando a la variable dependiente rezagada como explicativa.

Sus hallazgos demuestran que el grado de transmisión es explicada por el grado de integración de mercados, es decir, del libre comercio entre economías y el nivel de ingresos. Los países con mayor dependencia de las importaciones la transmisión es más alta. Adicionalmente, señalan que las restricciones comerciales (aranceles), tarifas altas de importación y exportación, la geografía e infraestructura, entre otros, elevan los costos comerciales y reduce la transmisión de precios.

Lo anterior es particularmente importante para los países de bajos ingresos que importan alimentos, ya que fluctuaciones futuras pueden poner en riesgo la seguridad alimentaria de países pobres. No obstante, factores tales como fenómenos meteorológicos, expectativas del nivel de existencias, medidas proteccionistas, subsidios y subvenciones a la producción influyen en episodios de precios altos de los alimentos.

En el mismo sentido Murali *et al.* (2018) plantearon un Modelo Autorregresivo con la finalidad de analizar la transmisión espacial de precios, el grado de integración de mercados de la India y el mercado mundial de azúcar. Además, el impacto de los precios internacionales del azúcar a los principales mercados locales de la India (Delhi, Mumbai, Kolkatta y Chennai) bajo la Ley del Precio Único. Las variables utilizadas son precios mensuales mayoristas y minoristas del azúcar en los mercados de la India, precios de exportación de la India, precio establecido en el Contrato no.5 de futuros de azúcar blanco en Londres, precio establecido en el Contrato no. 11 de futuros de azúcar en bruto en Nueva York de enero de 2009 a diciembre de 2016. Las estadísticas descriptivas ilustraron patrones similares en los precios del azúcar de los distintos mercados y las series se transformaron a primeras diferencias para que fueran estacionarias.

Para la estimación del modelo, utilizaron el método de cointegración que se basa en la idea de que existe una relación de equilibrio en el largo plazo entre precios de diferentes mercados. Para tal efecto, realizaron el test de raíz unitaria con el estadístico Dicky Fuller Aumentada, la prueba de cointegración de Johansen y la traza para determinar la ecuación de cointegración, y la prueba de causalidad de Granger que verifica como el precio en un mercado determina el precio en otro mercado. El método de Johansen permite la cointegración como sistema y no impone supuestos de variables endógenas o exógenas. La prueba para la selección del rezago fue el Criterio de Información de Schwraz (SIC, por sus siglas en inglés).

Finalmente, obtuvieron altos coeficientes de correlación (0.86-0.95) y una influencia bidireccional entre los mercados locales al por mayor y al por menor, y una unidireccional desde el mercado internacional. Resultaron 10 vectores de cointegración de 11 mercados relacionados al 5% de significancia, es decir, encontraron una integración espacial y transmisión de precios a largo plazo. Sin embargo, La Ley del Precio Único no se cumple debido al desempeño del mercado, la concentración geográfica y la coordinación vertical (flujos de información). Por lo que, los movimientos ascendentes y descendientes de los precios observados corresponden a cambios en la producción de azúcar.

Asimismo, Farías *et al.* estudiaron la dinámica sobre la formación y transmisión del precio del trigo en el mercado chileno. Se centran en una zona deficitaria (Valparaíso y O'Higgins) y otra excedentaria (entre Maule y la Aisén), con el fin de entender el funcionamiento del mercado, la comercialización regional y la incidencia de los precios internacionales en el mercado nacional.

Utilizaron precios en zona deficitaria, precios en zona excedentaria y precio FOB del trigo de julio 2006 a marzo 2016, y bajo el enfoque de la Ley del Precio Único estimaron un modelo de cointegración. Con las pruebas ADF-GLS y Phillips Perron se rechaza presencia de raíz unitaria en todas las series en primeras diferencias. Se comprueba la presencia de dos vectores de cointegración una que relaciona los precios en la zona deficitaria y excedentaria, y otra entre la excedentaria y el precio internacional.

Con el test de exogeneidad débil se determina que los precios internacionales lideran y guían los precios en el mercado nacional. La zona deficitaria se ajusta a cambios tanto en la zona excedentaria como en los precios internacionales, mientras que la zona excedentaria responde a un equilibrio de largo plazo con el precio internacional. Por tanto, existe una perfecta transmisión de precios del mercado internacional al nacional, la cual evidencia un mercado integrado y competitivo.

Adicionalmente, las diferencias de precios entre las zonas corresponden a los costos de transacción (principalmente transporte) y la concentración de la comercialización en la época de cosecha causa caída en los precios tanto en la zona deficitaria como en la excedentaria. El almacenamiento aparece como una alternativa adecuada para eficientizar la comercialización del trigo.

Por otro lado, Ganneval (2016) analizaron como los mercados de productos básicos agrícolas (colza, maíz, cebada y guisantes) se ven afectados por el nivel de volatilidad e información de precios que por el comercio en Francia. Utiliza precios semanales de referencia y precios al productor en el periodo enero 2006 - diciembre 2013 para cada producto. Por lo que, plantea que los agentes económicos fijan el precio de sus transacciones al observar un precio de referencia de manera instantánea sin necesidad de comercio. Además, la existencia de mercados de futuros de algunas materias primas permite la difusión de precios.

Después de determinar la no estacionariedad de las series de precios con las pruebas de ADF, PP y Kwiatkowski, se transformaron a primeras diferencias. Se hizo la prueba de la traza de Johansen para cointegración para cada par de precios y la prueba de causalidad de Granger. El nivel de rezagos lo determinaron con el AIC y el BIC.

La metodología utilizada para explicar la transmisión espacial de precios fue un Modelo de Corrección errores de umbral y procesos GARCH bajo los supuestos de la Ley del Precio Único. A sabiendas, de que existen dos precios para una mercancía homogénea en dos áreas geográficamente separadas, es decir, el precio de la región A menos el precio de la región B debe ser menor o igual al costo de transferencia para mover una unidad de mercancía de un mercado a otro.

De igual forma, Robles (2011) realizó un análisis de los efectos de la transmisión de precios de mercados internacionales a mercados nacionales de productos básicos (trigo, arroz, maíz y soja) en África, Asia y América Latina tras la crisis alimentaria 2007-2008. El objetivo fue medir el efecto de transmisión, es decir, cómo cambios en las tasas de crecimiento de los precios internacionales y tipos de cambio inducen cambios en las tasas de crecimiento de los precios internos.

Los precios internacionales (maíz, trigo y arroz) se obtienen de la base de datos de la FAO, y para los países de América Latina, se utilizaron datos de precios promedio al consumidor o minoristas del pan, harina de trigo, pasta, maíz, tortillas y arroz con periodicidad mensual. Debido a las propiedades estadísticas de los datos de precios el autor considera preciso utilizar tasas de crecimiento. Incorporando la idea de que los efectos pueden tardarse más de un periodo en producirse (semanas o meses). Por tanto, el análisis cuantitativo incorpora 5 rezagos cercanos al último periodo de estudios del precio internacional y el tipo de cambio del precio internacional en logaritmos y primeras diferencias.

Los hallazgos encontrados sugieren que existen efectos positivos de transmisión, se obtienen elasticidades positivas en todos los países entre 0.3 y 0.24. Para el caso del pan una elasticidad media de 0.20, es decir, que un incremento de un punto porcentual en la tasa de crecimiento del precio del trigo genera un aumento permanente de 0.20 puntos porcentuales en la tasa de crecimiento del precio interno del pan.

Por tanto, hay incidencia de elasticidades positivas en todos los países considerados. En Asia mostraron efectos positivos de transmisión tanto en trigo como en arroz. Para el Trigo en Bangladesh (0.74), Pakistán (0.41) y Vietnam (0.11). Para el arroz las elasticidades son similares Vietnam y Pakistán (0.51), y Bangladesh (0.34).

Por su parte, Greb *et. al.* (2012) utilizaron un Modelo de Corrección del Vector de Errores y encontraron evidencia de la transmisión de precios en los cereales (maíz, trigo y arroz) de los mercados internacionales a los nacionales. Utilizando series de precios mensuales del Sistema Mundial de Información y Alerta Temprana (GIEWS, por sus siglas en inglés) para un conjunto de países, que incluyen un total de 57 precios para el trigo, 262 precios internos para el arroz y 180 precios internos para el maíz. El modelo es una reparametrización de un modelo autorregresivo estándar, que relaciona los niveles de las series precios con sus valores rezagados que corrige la regresión espuria.

Los parámetros obtenidos son aproximadamente 0.75 en el largo plazo y varían entre 0.09-0.11 en el corto plazo. Lo quiere decir, que un 75% de los cambios en los precios internacionales se transmiten a los precios en los mercados nacionales y a una velocidad moderadamente lenta. La velocidad de transmisión y la probabilidad de incrementos en los precios internos a medida que aumentan los precios internacionales se asocia positivamente a la liberalización comercial. La prevalencia de cointegración difiere del conjunto de datos considerados.

Con base en una muestra bibliográfica recopilados por estos autores y con datos del GIEWS de la FAO, estimaron y compararon elasticidades de transmisión, en la mayoría de los casos los precios internos del maíz y el trigo se ajustan a las desviaciones de los precios internacionales. Para el caso del maíz, la mayoría de precios internacionales y nacionales se encuentran cointegrados, lo que proporciona pruebas de transmisión de precios estables. Los precios domésticos de los países en África muestran menos posibilidad de cointegración con los precios internacionales de acuerdo a la literatura recopilada por estos autores y menor cointegración para los países en Asia con datos del GIEWS.

No obstante, la naturaleza del proceso de transmisión (parámetros) puede cambiar si la diferencia entre precios internacionales y nacionales excede cierto umbral (por costos de transporte y transacción) o se reforma la política comercial de un país. Para tales casos, existen modelos de umbral o de cambios de régimen pero son más complicados de estimar, ya que pueden requerir variables exógenas adicionales.

Asimismo, Imai *et al.* (2008) evaluaron el mecanismo de transmisión de precios mundiales de los commodities agrícolas a los mercados de India y China. Utilizaron series anuales de precios mundiales y nacionales del maíz, trigo, arroz, frutas y hortalizas de China e India de 1966-2005. Se realizaron pruebas de estacionariedad de las variables en niveles y logaritmos. La mayoría de series de precios resultan integrados de primer orden en logaritmos. Dado que las variables resultan integradas se especifica un Modelo del Vector de Corrección de Errores.

Se observaron mayores procesos de ajuste para los productos agrícolas (maíz, trigo y arroz) que para las verduras en el corto y mediano plazo tanto en India como China. Los coeficientes oscilaron entre 0.91-1.13 para China. Los coeficientes estimados para India oscilan entre 0.35-0.50. Sin embargo, la transmisión es incompleta en algunos casos debido a intervenciones gubernamentales distorsionantes (subsidios agrícolas a la materia prima) y la falta de arbitraje espacial. Otro factor que influye es la infraestructura (carreteras y vías férreas).

En el mismo sentido, Conforti (2004) proporciona evidencia de transmisión de precios en mercados agrícolas, ya que analiza la transmisión espacial del mercado mundial a los mercados nacionales en países como Brasil, Chile, Costa Rica, Egipto Ghana, India, Indonesia, México, Pakistán, Senegal, Tailandia, Turquía, Uganda y Uruguay. Utilizó precios anuales (promedio 32 observaciones) y mensuales (100-300 observaciones), y llevo a cabo pruebas de estacionariedad (Dicky-Fuller Aumentada y Phillips-Perron), cointegración y causalidad.

Para las series que resultaron integradas especificó un Modelo Autoregresivo de Rezagos Distribuidos y un Modelo de Corrección de Errores. Para identificar la longitud del rezago y verificar la consistencia de los resultados se utilizaron el Criterio de Información de Akaike, Pruebas de Schwartz-Bayesian, Hannan-Quinn y Log-Likelihood.



En general los países africanos tienden a mostrar menor grado de transmisión en relación a otros países y una transmisión más completa para los países asiáticos. Sin embargo, la situación es variable para los países en América Latina. Dependiendo del espacio geográfico, infraestructura y costos de transacción la transmisión horizontal parece ser más lenta que la vertical.

La transmisión parece más alta y rápida en mercados agrícolas por la homogeneidad de los productos y por el mayor grado de integración que en el sector pecuario. Para el caso de México, los precios en algunos cultivos comerciales como el maíz, trigo y sorgo muestran un movimiento común con los precios de referencia mundiales. Para el trigo y la carne bovina reportan una relación de largo plazo entre los precios internos y los precios de exportación.

Los supuestos de transmisión total de precios e integración de mercado corresponden a un modelo de competencia estándar (sin fricciones y sin distorsiones), y que la Ley del Precio Único regula las relaciones de precios. Sin embargo, existen factores que pueden afectar la transmisión espacial de precios como los costos de transporte y transacción, poder de mercado de la industria, homogeneidad y diferenciación del producto, políticas fronterizas e internas (Conforti, 2004).

De igual manera, Mundlak y Larson (1992) encontraron que las variaciones en los precios mundiales de productos agrícolas comercializables constituyen un componente dominante en las variaciones de los precios internos. A través de un modelo de regresión bivariado obtienen elasticidades de transmisión significativas para diversos países, donde el precio interno es la variable endógena y el precio mundial es la variable exógena. Los parámetros obtenidos son cercanos a 1, lo que sugiere que la transmisión se transmite casi totalmente y los coeficientes de determinación varían entre 0.66 y 0.96.

De acuerdo con los estudios citados, dentro de los factores que determinan el grado de integración y transmisión de precios en los mercados agropecuarios y pesqueros se encuentran los costos de la industria, concentración de la industria, costos de transacción, poder de mercado y negociación, estacionalidad de la producción, incertidumbre del mercado, apertura comercial, volumen comercializado del producto, gestión de existencias, intervención del gobierno, bienes perecederos, etc.

Además, identifican que el liderazgo en precios en el comercio internacional se relaciona a la competitividad de los países y, a su vez, a factores tales como mayores inversiones, subsidios de gobierno, mejor infraestructura de comunicaciones y transporte, restricciones comerciales y volúmenes de producción en los sectores productivos. En términos generales, la transmisión de precios y la integración de mercados ayuda a evaluar la eficiencia de los mercados cercano al modelo competitivo.

Con todo lo anterior, se pretende analizar la transmisión de precios del azúcar en México y su grado de integración al mercado internacional. Dado que los precios son la principal señal del comportamiento de los mercados, resulta necesario, tener un indicador que facilite su previsión en un entorno de volatilidad. Especialmente, para los precios del azúcar, ya que su anticipación puede ayudar a tomar mejores decisiones por parte de los agentes del mercado.

Por ejemplo, los productores de caña de azúcar que venden su cosecha a los ingenios para la producción de azúcar. Están sujetos a las variaciones de los precios en otros mercados, ya que la determinación del precio al productor de caña de azúcar en México se determina de acuerdo al mercado de destino del azúcar. Por un lado, se considera el precio promedio del azúcar estándar si el destino de la producción de azúcar es el mercado interno, y, por otra parte, si el azúcar producida se envía al mercado externo se consideran los precios en el ICE Futures de la Bolsa de Nueva York (Centro de Estudios para el Desarrollo Rural Sustentable y la Soberanía Alimentaria, 2019).

El precio de referencia del azúcar base estándar para el pago de la caña de azúcar se ubicó en 11,300 pesos por tonelada y con ello el valor de la caña como insumo para la producción de azúcar se ubicó en un promedio nacional de 763.19 pesos por tonelada en 2018/19, siendo el tercer mejor precio en los últimos 10 años y para quienes no se adhirieron a programas de exportación alguno, tendrían un pago de 16,257.68 pesos por tonelada (CONADESUCA, 2020). Por lo que, los precios esperados de los productos agrícolas juegan un papel muy importante en las decisiones de producción y superficie de siembra del cultivo de los agricultores (Nigatu et al., 2020).

### **1.3. Objetivos**

#### Objetivo general

- Analizar la delimitación y transmisión espacial de precios del azúcar del mercado de los EE.UU. al mercado del consumidor en México.

#### Objetivos particulares

- Caracterizar el sector azucarero en México.
- Determinar un modelo de transmisión espacial de precios del azúcar en México.
- Evaluar el grado y velocidad en la cual los movimientos del precio internacional del azúcar son transmitidos a los precios al consumidor en México.
- Identificar las fuentes que distorsionan el proceso de transmisión de precios.

### **1.4. Hipótesis**

- Dado el crecimiento de las exportaciones de México a los EE.UU. se espera que los precios del azúcar al consumidor en México presenten una relación causal positiva con respecto a los precios de los EE.UU.

## **CAPÍTULO II. CARACTERIZACIÓN DEL SECTOR**

### **2.1. Entorno internacional**

La Organización Internacional del Azúcar (ISO por sus siglas en inglés, 2020) publica que aproximadamente 110 países producen azúcar de caña o remolacha, representando la caña alrededor del 80% de la producción mundial de azúcar. La producción mundial de azúcar (caña y remolacha) ha sido creciente, registrándose 153.15 millones en 2009/10 y desde entonces, ha superado los 160 millones de toneladas, reportándose 188.25 millones de toneladas en el ciclo azucarero 2018/19 con datos del Departamento de Agricultura de Estados Unidos (USDA por sus siglas en inglés, 2020).

La contracción de la producción mundial de azúcar (caña y remolacha) en 2017/18 respecto al periodo anterior se debió básicamente a condiciones climáticas adversas, que afectaron los rendimientos de los cultivos de azúcar en países productores tales como India, Tailandia y la Unión Europea (UE). Asimismo, en los próximos años se espera un incremento en la demanda de azúcar en economías emergentes y una expansión en la producción de caña y remolacha de países en desarrollo (OCDE/FAO, 2019).

Los principales países productores de azúcar de caña son India, Brasil, Tailandia, China, Pakistán y México aportaron un volumen de producción de 33.3, 29.29, 15.44, 9.2, 6.25 y 5.92 millones de toneladas respectivamente en 2018. Por su parte, entre los principales países productores de azúcar de remolacha se encuentran la Unión Europea, Federación de Rusia, Estados Unidos (EE.UU.), Turquía y Ucrania aportando un volumen de 17.98, 6.18, 4.43, 2.47 y 1.75 millones de toneladas respectivamente en 2018 (ISO, 2020).

La producción y consumo promedio mundiales de azúcar en bruto entre 2009/10 y 2012/13 fue 170 y 165 millones de toneladas, respectivamente, el consumo mundial aumento 26% más que la década anterior debido al crecimiento de la población y el ingreso per cápita. Se espera un crecimiento en el consumo mundial de 1.4% en 2019/20 respecto a la temporada 2018/19 y que los niveles de producción e inventarios mundiales disminuyan, impulsado por incrementos en el ingreso per cápita y precios bajos del azúcar (FAO, 2019).

El consumo mundial de azúcar tuvo un incremento de 123.45 a 172.44 millones de toneladas entre 2001/18. Los principales países consumidores de azúcar son India, Unión Europea, China, Brasil y EE.UU. que ocuparon los primeros lugares en 2018. Mientras que México ocupa el noveno lugar a nivel mundial como productor y consumidor de azúcar con 5.92 y 4.27 millones de toneladas respectivamente en 2018.

**Cuadro 1. Principales productores y consumidores de azúcar (mill. ton.), 2018.**

Productores		Consumidores	
India	33.3	India	25.39
Brasil	29.29	EU-28	17.94
EU-28	18.18	China	16.1
Tailandia	15.44	Brasil	10.47
China	10.71	Estados Unidos	10.19
EUA	7.83	Indonesia	6.89
Pakistán	6.28	Fed. Rusia	5.82
Fed. Rusia	6.18	Pakistán	5.25
México	5.92	México	4.27
Australia	4.62	Egipto, R. Árabe	3.3

**Fuente:** Elaborado con datos de la Organización Internacional del Azúcar (2020).

En la última década, el volumen (millones de toneladas métricas) de las exportaciones mundiales de azúcar se han incrementado significativamente ya que se registró 48.32 en el ciclo 2009/2010, 57.93 en 2013/14 y 62.80 para 2018/19. De igual manera, el volumen de las importaciones mundiales han superado los 48 millones de toneladas desde el ciclo 2009/10, alcanzando 52.22 millones de toneladas para 2018/19 (USDA, 2020).

El mercado mundial de azúcar ha sido de los más distorsionados por políticas internas y comerciales impactando a los países desarrollados y subdesarrollados. Muchos países han llevado a cabo reformas a su política azucarera. El caso de la UE que cambio su posición de exportador a importador neto de azúcar estándar refleja un claro ejemplo de la reforma al régimen azucarero, cuando se eliminó el apoyo a la producción en 2006/07 (Amrouk *et al.*, 2013; Svatoš y Maitah, 2013).

Un ejemplo de intervención del gobierno en el mercado de azúcar es EE.UU., ya que ha adoptado una política proteccionista durante años con el objetivo de asegurar un ingreso mínimo a los productores de azúcar y elevar el precio. Restringiendo el suministro interno a través de un programa de control de la producción e importación de azúcar. Regulando

las cuotas de producción (54.35 azúcar de remolacha y 45.65% de azúcar de caña en 2016), subvenciones, aranceles y cuotas de importación (Grabow, 2018).

Las materias primas para la producción de azúcar en EE.UU. son la caña de azúcar y remolacha azucarera, la caña de azúcar se produce en Florida, Luisiana, Hawái y Texas. Mientras que la remolacha se cultiva en el Valle del Río Rojo (oeste de Minnesota y este Dakota del Norte), las Grandes Llanuras Superiores (centro norte de Wyoming, Montana y el oeste de Dakota del Norte), las Grandes Llanuras Centrales (sureste de Wyoming, Colorado y Nebraska), el noroeste (Idaho, estado de Washington y porciones de Oregon), y el Far West (California), (Beghin, 2014).

## **2.2. Entorno nacional**

En México, la industria azucarera ha sido históricamente una de las más importantes debido a su relevancia económica y social en el campo. La agroindustria de la caña es una actividad que genera más de dos millones de empleos, tanto en forma directa como indirecta (SE, 2012). Sus actividades productivas se desarrollan en 16 entidades federativas y 264 municipios, siendo Veracruz, Jalisco, San Luis Potosí, Oaxaca y Tabasco los principales estados productores de caña (SIAP, 2020).

La Cámara Nacional de las Industrias Azucarera y Alcoholera (CNIAA, 2018) informa que la producción de azúcar de caña en México genera 485,995 empleos directos, de los cuales 35,411 son trabajadores en fábrica, 190,792 abastecedores de caña que a su vez emplean a 160,189 jornaleros, 68,365 cortadores y 31, 238 transportistas.

De acuerdo a un informe realizado por el Centro de Estudios para el Desarrollo Rural Sustentable y la Soberanía Alimentaria (CEDRSSA, 2017), la agroindustria azucarera representa el 0.47% del PIB Nacional y el 9.0% del valor total de las actividades agropecuarias (primarias). Las industrias manufactureras aportaron 48.2% de la Producción Bruta Total (PBT) referida en 6.75 billones de pesos, participando la Industria azucarera con 0.72% en el sector manufacturero y 5% con respecto a la Industria alimentaria (Censo Económico, 2014).

El ciclo azucarero en México inicia en octubre y finaliza en septiembre para satisfacer la demanda nacional e internacional. En 2019/20 operaron 50 ingenios que industrializaron 783,486 hectáreas y molieron 49,274,468 toneladas de caña bruta. La producción nacional alcanzó 5.27 millones toneladas de azúcar en 2019/20. De las cuales, 3,100,634

corresponden a azúcar estándar, 1,263,847 a azúcar refinada y 913,839 toneladas al resto de azúcares de caña (CONADESUCA, 2020).

El mayor estado productor de azúcar es Veracruz, el cual produjo un volumen de 1,876,437 con una participación del 35.5%, le siguen los estados de Jalisco y Chiapas con una producción de 871,057 y 323,562 toneladas, y una participación de 16.5 y 6.1% respectivamente de la producción total en 2019/20. No obstante, respecto a la zafra anterior se redujo el nivel de producción, ya que se industrializaron 804,060 hectáreas con una molienda de 57 millones de toneladas de caña bruta para obtener una producción de azúcar de 6.4 millones de toneladas en 2018/19. El ciclo con el mayor volumen de producción fue 2012/13 con 6.97 millones de toneladas.

En el **Cuadro 2** se muestra la evolución de los niveles de producción, consumo y almacenamiento de azúcar en México (USDA, 2020). La producción y consumo han mantenido un comportamiento similar a través del tiempo. En la última década, la producción media de azúcar en México en sus distintas calidades se ha mantenido en alrededor de 6 millones y la demanda aparente promedio en 5 millones de toneladas, inclusive el consumo ha sido mayor respecto a la producción en periodos como 2003/05, 2006/2007 y 2009/10.

México cuenta con la capacidad de satisfacer la demanda interna, ya que su capacidad de abastecimiento supera el 100%, salvo pocas excepciones (2003/04, 2005/06 y 2008/09). A partir de 2009/10 su capacidad de suministro ha oscilado entre 105 y 148%, registrándose 122% en 2018/19 (USDA, 2020). Si bien, ha mostrado ser un país excedentario de azúcar y sus excedentes se han destinado a EE.UU. No obstante, la entrada de sustitutos de azúcar (calóricos y no calóricos) y la sobreoferta en el mercado internacional en 2012/13 presionaron a la baja los precios internacionales del azúcar (DOF, 2014).

Las exportaciones de azúcar de México muestran una tendencia creciente en el largo plazo, incluso en 2010/11, 2012/13 y 2013/14 han superado el 25% de la producción nacional. En 2018/19 se registró una participación del 24% en las exportaciones del producto respecto a la producción total, por lo que, México es un exportador neto de azúcar y no depende comercialmente de las importaciones para satisfacer su demanda interna.

Sin embargo, se observaron caídas en los niveles de existencias por debajo de un 1 millón de toneladas en 2009/12 y 2014/16. Por lo que, es posible que los mayores flujos comerciales al exterior haya provocado disminuciones en los niveles de inventario de azúcar y reduzca en el futuro la oferta en México. Sin duda, el comercio continuo beneficia a las empresas productoras y comercializadoras de azúcar, generando ingresos y divisas por las exportaciones pero también pone en riesgo el abasto nacional.

**Cuadro 2.** Disponibilidad y consumo de azúcar en México, 2000-2019.

Descripción	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04	2004/05	2005/06	2006/07	2007/08	2008/09	2009/10
Stock inicial*	1,063	1,548	1,172	1,194	1,237	2,045	1,294	1,718	1,975	623
Producción*	5,220	5,169	5,229	5,330	6,149	5,604	5,633	5,852	5,260	5,115
Importaciones*	43	52	63	327	268	240	474	226	159	861
Exportaciones*	155	413	38	14	128	866	160	677	1,378	751
Stock final*	1,548	1,172	1,194	1,237	2,045	1,294	1,718	1,975	623	973
Demanda aparente*	4,623	5,184	5,232	5,600	5,481	5,729	5,523	5,144	5,393	4,875
C. de abastecimiento (%)	113%	100%	100%	95%	112%	98%	102%	114%	98%	105%
C. de exportación (%)	3%	8%	1%	0%	2%	15%	3%	12%	26%	15%

**Cuadro 2.** Continúa

Descripción	2010/11	2011/12	2012/13	2013/14	2014/15	2015/16	2016/17	2017/18	2018/19
Stock inicial*	973	806	1,024	1,548	881	860	1,099	1,062	1,318
Producción*	5,495	5,351	7,393	6,382	6,344	6,484	6,314	6,328	6,386
Importaciones*	307	505	230	139	161	88	125	202	89
Exportaciones*	1,558	985	2,091	2,661	1,545	1,280	1,287	1,264	1,503
Stock final*	806	1,024	1,548	881	860	1,099	1,062	1,318	1,042
Demanda aparente*	4,411	4,653	5,008	4,527	4,981	5,053	5,189	5,010	5,248
C. de abastecimiento (%)	125%	115%	148%	141%	127%	128%	122%	126%	122%
C. de exportación (%)	28%	18%	28%	42%	24%	20%	20%	20%	24%

**Nota:** \* Miles de toneladas. Capacidad de abastecimiento = (Producción/Demanda aparente)(100). Coeficiente de exportación = (Exportaciones/Producción)(100).

**Fuente:** Elaborado con datos del USDA (2020); Economic Research Service (2020).

Ante las expectativas de productores y exportadores de aumentar sus ingresos, las exportaciones de azúcar de México a EE.UU. se vieron incrementadas significativamente a partir del Tratado de Libre Comercio con América del Norte en enero de 1994. Primer acuerdo comercial entre países desarrollados y en desarrollo, sin embargo, el sector de edulcorantes se enfrentó a una fuerte competencia internacional, ya que la importación de productos sustitutos (Jarabe de Maíz Rico en Fructosa) y otros edulcorantes no calóricos desplazaron el consumo de azúcar de caña en 2003/04-2012/13 (DOF, 2014).



Particularmente, México envía cerca del 90% de sus exportaciones de azúcar al mercado estadounidense relacionado aparentemente a mejores precios en EE.UU. Los tipos de azúcar de caña que México comercializa a EE.UU. son azúcar estándar y azúcar refinada. Sin embargo, en junio de 2017 el USDA impuso cuotas de importación a su mercado, redujo el porcentaje de azúcar refinada de 53 a 30% y aumentó el azúcar estándar de 47 a 70% a importar de México a EE.UU. Además, modificó el grado de polaridad del azúcar importada de México clasificándola como otros azúcares ( $< 99.2$ ) y azúcar refinada ( $\geq 99.2\%$ ), cuando anteriormente una polaridad mínima del 99.5% de sacarosa la consideraba azúcar refinada (Carter, 2019; CEDRSSA, 2017).

En el **Cuadro 3**, se aprecia que los volúmenes de exportación de azúcar refinada y estándar a EE.UU. muestran cifras crecientes desde 1995. Específicamente, se observan incrementos significativos a partir de 2008, cuando se exportaron 598,226 y 334,271 toneladas de azúcar refinada y estándar respectivamente. Atribuible a la suspensión de gravámenes el 01 de enero de 2008 en el comercio bilateral de endulzantes entre EE.UU. y México (cuotas y aranceles), lo cual redujo las barreras comerciales entre ambos países (Banco Mundial e Instituto Mexicano para la Competitividad, 2007).

Debido a condiciones meteorológicas adversas en las regiones productoras de remolacha azucarera y caña de azúcar en EE.UU., se espera que el gobierno de EE.UU. requiera la importación de 1.65 millones de toneladas en la campaña comercial 2019/20, sin embargo, el excedente exportable de México es de 1,421,901 toneladas métricas, de las cuales 606,295 y 815,605 toneladas serán de azúcar refinada y estándar respectivamente (Expansión, 2020).

A pesar de que EE.UU. ha impuesto un límite a las importaciones de azúcar estándar (70%) y refinada (30%) de México, requerirá impulsar la oferta de azúcar con un mayor nivel de importaciones para cubrir sus necesidades de azúcar refinada en el corto plazo. A raíz de las condiciones climatológicas que afectaron gravemente los rendimientos de los cultivos azucareros en EE.UU. provocando pérdidas en la producción y reducción de la oferta interna. Sin embargo, el USDA tiene la opción de aumentar las cuotas arancelarias a México en caso de que no pudiera satisfacer las necesidades adicionales de EE.UU. (Sterk, 2019).

**Cuadro 3.** Exportaciones de azúcar Mex-EEUU, 1993-2018.

	Refinada		Estándar	
	Valor*	Volumen**	Valor*	Volumen**
1993	44	46	4	9
1994	284	323	34	106
1995	3,628	7,481	73,289	455,126
1997	49,377	171,055	48,824	164,980
1998	14,345	47,796	11,045	41,561
1999	16,407	53,909	22,538	98,896
2000	32,151	174,485	7,231	37,253
2001	13,438	37,515	26,527	78,032
2002	35,834	98,821	31,667	71,840
2003	4,394	13,694	5,276	12,899
2004	7,645	13,924	3,652	6,386
2005	20,346	51,416	48,685	140,784
2006	259,699	518,185	129,229	313,142
2007	68,102	135,173	25,960	60,241
2008	243,516	598,226	141,984	334,271
2009	355,202	635,745	148,251	344,273
2010	507,322	621,416	175,155	254,257
2011	956,543	1,089,735	224,703	282,708
2012	685,159	813,392	137,169	183,622
2013	720,740	1,323,218	468,369	1,041,447
2014	458,422	749,947	286,122	687,184
2015	362,722	582,413	407,276	794,675
2016	300,729	471,724	366,167	659,246
2017	220,058	326,238	361,148	618,804
2018	194,327	278,894	459,493	879,801

**Nota:** \* Miles de dólares, \*\*Toneladas.

**Fuente:** Elaborado con datos de la FAOSTAT (2020).

Finalmente, productores y procesadores de la caña en México han operado en desigualdad de condiciones dados sus costos de producción y productividad. La baja calidad de la materia prima (caña), altos costos de transporte, maquinaria y equipo obsoletos, y, falta de financiamiento y sistemas de riego modernos son algunos factores que afectan al sector cañero. Asimismo, los ingenios mexicanos se caracterizan por su rezago tecnológico, baja inversión, falta de capacitación técnica y administrativa en las fábricas (Secretaría de Economía, 2012; García y Escalante, 1997).

## **CAPÍTULO III. MARCO TEÓRICO**

### **3.1. Mercado de competencia perfecta e imperfecta**

Un mercado es perfectamente competitivo si el precio de un bien se determina exclusivamente por la intersección de las curvas de oferta y demanda. Además, se cumple que 1) hay un gran número de vendedores y compradores del bien, y son tomadores de precios; 2) los bienes de las empresas presentes en el mercado son homogéneos; 3) existe perfecta movilidad de recursos, y 4) los consumidores, propietarios de los recursos y empresas en el mercado tienen conocimiento perfecto sobre los precios y costos actuales y futuros (Salvatore, 2009).

Un mercado de competencia imperfecta o ineficiente, es aquel en el que hay pocos compradores o vendedores que pueden influir en el precio de un bien. Los precios suben por encima de los costos y las compras de los consumidores alcanzan niveles ineficientes. El patrón de precios excesivamente altos y niveles de producción bajos es una característica común de la ineficiencia. Algunos gobiernos legislan para regular los precios y prohibir prácticas de colusión de precios, la apertura de los mercados a los competidores nacionales o extranjeros es uno de los principales instrumentos para frenar la competencia imperfecta (Samuelson y Nordhaus, 2001).

### **3.2. Mercado de bienes exportables y la Ley del Precio Único**

Los bienes y servicios que se producen en una economía doméstica y que se exportan al mercado externo, se le conocen como bienes transables exportables. En este sentido, un país cuenta con ventajas relativas o comparativas en un bien cuando el precio interno (autarquía) está por debajo del precio vigente promedio internacional. Los productores nacionales al observar que los precios internacionales son más altos que los precios domésticos tratarán de colocar su producto en el mercado internacional, por lo que, una apertura comercial se traduce en un incremento de precios en el mercado interno (León, 2010).

La ley del precio único establece que, en mercados competitivos o de libre comercio, en los que no se consideran costos de transporte ni existen barreras oficiales al comercio, los productos idénticos en diferentes países (mercados) deben tener el mismo precio de



Una *cuota de importación* es una restricción física cuantitativa que limita las importaciones en un periodo específico del que ocurría en condiciones de libre comercio. Por su parte, la *cuota arancelaria* define un volumen máximo de importación más un arancel dentro de la misma, permitiendo exceder dicha cantidad específica con un arancel más alto.

Las *cuotas de exportación* permiten a los productores nacionales menos eficientes a participar en el mercado que de lo contrario se perdería por competidores extranjeros que venden el producto a un menor precio. Los *requerimientos de contenido nacional* estipulan un porcentaje mínimo del valor total del producto que debe ser producido en forma nacional (insumos nacionales) para que califique en arancel cero sin recurrir al outsourcing.

### **3.4. Transmisión de precios**

Con base en la sección anterior, las políticas y restricciones comerciales que implementa un país además de afectar los patrones comerciales impiden que la Ley del Precio Único sea cumplida y bloquea el efecto de la transmisión de precios, derivando en una integración ineficiente de los mercados.

El interés original en la transmisión de precios radica en la posibilidad de medir la eficiencia del mercado bajo el modelo de competencia perfecta construido por la teoría neoclásica. Dependiendo de los productos intercambiados y las relaciones técnico-económicas los mercados pueden ser independientes o vinculados. Aunque en diferentes niveles, el comportamiento de los precios en mercados relacionados deben revelar patrones similares y simetrías sustanciales (Greb *et al.*, 2012).

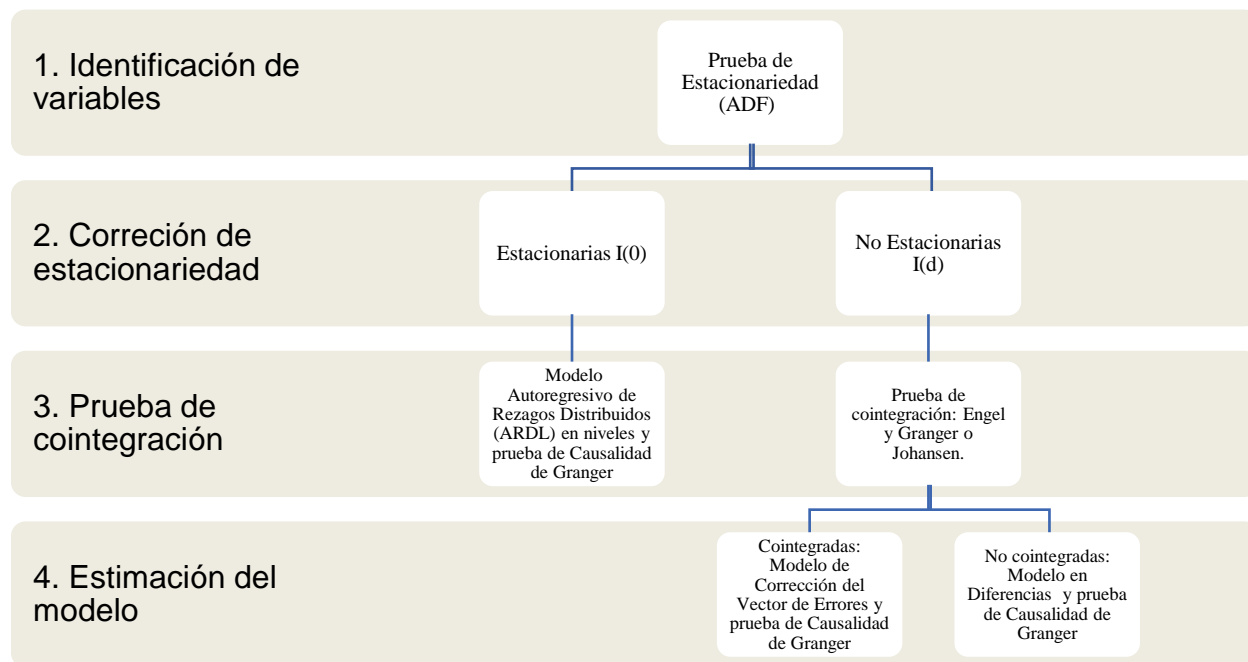
Los estudios sobre transmisión de precios se basan en el supuesto de que existe una fijación de precios competitivos, los modelos estándar de determinación de precios postulan que existe una transmisión de precios completa cuando los precios de venta de un producto homogéneo en diferentes mercados difieren solo en los costos de transferencia (Rapsomanikis *et al.*, 2003).

El análisis de transmisión se utiliza para evaluar reformas políticas y estimar los efectos sociales, como la evaluación ex post de la integración de mercados en el marco de programas de ajuste estructural. Por ejemplo, saber en qué medida los mercados

internos de los países en desarrollo reaccionan a las variaciones de los precios internacionales. Una transmisión de precios incompleta puede deberse a políticas comerciales o costos de transacción (infraestructuras deficientes de transporte y comunicaciones) de que disponen los agentes económicos (FAO, 2004).

De manera general, a pesar de que México es excedentario en la producción de azúcar se ha observado un patrón creciente en los precios internos y bajos niveles de producción e inventarios de azúcar. No obstante, mientras México dirige sus flujos comerciales a EE.UU. bajo el esquema del Tratado de Libre de Comercio con América del Norte, aún sigue siendo un país exportador pequeño en el mercado mundial de azúcar. Por lo que, existe la posibilidad de estimar el efecto del precio internacional sobre los precios internos de azúcar en México y que el proceso de transmisión puede estar distorsionado por barreras comerciales impuestas por EE.UU.

En la **Figura 3** se sugiere el proceso para realizar el análisis de transmisión de precios a través de metodologías de series de tiempo. En primer lugar, se identifican las variables y se verifica si cumplen la condición de estacionariedad con el estadístico Dicky Fuller Aumentado. En segundo lugar, si no cumplen dicha condición se corregirá el problema realizando transformaciones en diferencias. En tercer lugar, se realizan pruebas de causalidad y cointegración entre las variables, posteriormente si existe cointegración entre los precios se formulará el modelo econométrico.



**Figura 3.** Proceso para el análisis de transmisión de precios mediante series de tiempo.  
**Fuente:** Elaborado con base en Greb *et al.* (2012), Acosta y Ortega (2006) y Rapsomanikis *et al.* (2004).

## CAPÍTULO IV. MARCO ESTADÍSTICO

### 4.1. Series de tiempo

Un proceso estocástico es una sucesión de variables aleatorias ordenadas en el tiempo. Una serie temporal es una realización (muestra) del proceso estocástico, es decir, una colección de observaciones ordenadas secuencialmente en el tiempo (Chatfield y Xing, 2019; Box *et al.*, 2008).

Cada observación se denota generalmente como  $Y_t$ , donde  $t = 1, 2, \dots, T$ .

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_T \end{bmatrix}_{1 \times T}$$

Las series temporales permiten analizar su dinámica intertemporal y realizar correlaciones no contemporáneas entre variables, por lo que, en el supuesto de que los sucesos ocurridos en el pasado continúen en el futuro es posible definir un método para pronosticar  $Y_{t+p}$  (Rosales *et al.*, 2012).

### 4.2. Proceso estacionario

Un proceso estocástico discreto es aquel en que la variable aleatoria toma valores discretos (no se alcanzan todos los valores intermedios) y se obtienen sin ser predeterminados. Una característica necesaria para realizar inferencia estadística con series de tiempo es que los procesos estocásticos discretos cumplan la condición de estacionariedad.

En otras palabras, su media [ $E(Y_t) = \mu_t$ ], varianza [ $E(Y_t - \mu_t)^2 = \delta^2$ ] y covarianza entre rezagos [ $COV(Y_t, Y_{t-1}) = \gamma$ ] no estén condicionados con el tiempo, es decir, sean constantes. Si cumple con media y varianza finitas e independientes del tiempo se denomina estacionariedad débil. Por otro lado, el proceso estocástico discreto es estacionario en sentido estricto o fuerte cuando la distribución de probabilidad conjunta es invariante del tiempo. Entonces, equivale a ruido blanco o totalmente estocástico, lo cual no puede pronosticarse (Rosales *et al.*, 2012).



### 4.3. Raíces unitarias

Considérese una variable escalar  $Y_t$  que sigue un proceso autorregresivo de primer orden AR(1), caso I:

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{IN}(0, \delta^2) \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Donde,  $\alpha$  es el coeficiente autorregresivo de primer orden,  $\varepsilon_t$  es el término de perturbación que esta normal e independientemente distribuido con media cero y varianza constante ( $\delta^2$ ),  $t$  es el subíndice tiempo y  $T$  el número de observaciones. Se dice que el modelo AR(1) tiene raíz unitaria si  $\alpha = 1$  y para lograr estacionariedad debe diferenciarse una vez  $I(1)$ , (Rendón, 2003).

Por lo cual, si  $Y_t = Y_{t-1} + \sum_1^t \varepsilon_t$  es un camino aleatorio (proceso no estacionario) y su varianza es  $Var(Y_t) = E[(\sum_1^t \varepsilon_t)^2] = E[(\sum_1^t \varepsilon_t^2)] = \sum_1^t E(\varepsilon_t^2) = t \delta_t^2$ . Se extraen dos características de este caso, 1) memoria infinita de los shocks pasados y 2) varianza creciente cuando  $t$  tiende al infinito (Ahumada, 2006).

Dado que no se puede realizar la prueba usual de  $t$  en la hipótesis de que  $\alpha = 1$  porque produce un sesgo, se reescribe la ecuación anterior (Gujarati y Porter, 2010):

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_t - Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

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

$$\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde:  $\alpha = (\rho - 1)$  y  $\Delta$ : es el operador de diferencias. Si  $\alpha = 0$ , entonces  $\rho = 1$  es decir, tiene raíz unitaria y la serie es no estacionaria.

Asimismo, Elliot *et al.* (1996) explica dos casos adicionales de modelos AR(1) con raíces unitarias, II. solo constante y III. con constante y tendencia temporal.

$$\text{II. } Y_t = c + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{III. } Y_t = c + \delta t + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Para el caso II, se plantea la hipótesis:

$$H_0: \alpha = 1 \rightarrow Y_t \sim I(1), \text{ Sin constante.}$$

$H_1: |\alpha| < 1 \rightarrow Y_t \sim I(0)$ , Con constante.

Es decir, si el modelo sin constante tiene raíz unitaria el proceso no es estacionario y requerirá diferenciación de orden 1. Por el contrario, si tiene constante y  $|\alpha| < 1$  el proceso es estacionario.

Para el caso III, plantea la hipótesis:

$H_0: \alpha = 1 \rightarrow Y_t \sim I(1)$  Con constante.

$H_1: |\alpha| < 1 \rightarrow Y_t \sim I(0)$  Con tendencia temporal determinística.

En este caso, si el modelo con constante tiene raíz unitaria el proceso no es estacionario y requerirá transformación en diferencia de orden 1. Sin embargo, si el modelo contiene constante y tendencia temporal, y  $|\alpha| < 1$  entonces el proceso  $Y_t \sim I(0)$  es estacionario.

Dentro de las pruebas de estacionariedad se encuentran:

1) Análisis gráfico. Consiste en visualizar en el correlograma o periodograma si los shocks son persistentes, o si por el contrario no muestran un patrón de comportamiento. El correlograma es la representación de la función de autocorrelación:

$$\rho_k = \frac{\text{cov}[Y_t, Y_{t+k}]}{\sqrt{\text{Var}(Y_t)\text{Var}(Y_{t+k})}} \quad \forall k = 1, \dots, m$$

2) Dickey-Fuller Aumentada (DFA). El test se puede realizar para los tres casos anteriormente mencionados, sin embargo, se aconseja hacerlo con el componente de tendencia para corregir dicho efecto.

$$\text{I. } \Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_1^p \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{II. } \Delta y_t = c + \alpha y_{t-1} + \sum_1^p \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{III. } \Delta y_t = c + \delta t + \alpha y_{t-1} + \sum_1^p \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Donde  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ , el test estadístico se plantea como  $H_0: \alpha = 0$  versus  $H_1: \alpha \neq 1$ , si no se rechaza la nula ( $p\text{-valor} > 0.05$ ) la serie no es estacionaria y existe raíz unitaria  $I(1)$ , si se rechaza la nula ( $p\text{-valor} < 0.05$ ) la serie es estacionaria y no existe raíz unitaria  $I(0)$ .

Adicionalmente, el término  $\sum_1^p \Delta y_{t-i}$  recoge y corrige correlación serial entre los errores.

3) Otras pruebas son B de Bartlett, Q de Pormanteau (o Ljung-Box), KPSS y Z de Phillips Perron.

$$B = \max_{1 \leq k \leq q} \sqrt{n/2} |F_k - k/q|$$

Donde  $F_k$  es una función del periodograma acumulado de la serie definido por la función de densidad espectral.

$$Q_{LB} = n(n+2) \sum_{k=1}^m \left( \frac{\rho_k}{n-k} \right) \chi^2_m$$

Para ambos casos, la hipótesis se plantea de la siguiente manera:  $H_0: (p > 0.05)$  la serie es ruido blanco vs.  $H_1: (p < 0.05)$  la serie es caminata aleatoria.

#### 4.4. Causalidad de Granger

La dependencia estadística entre variables no implica causalidad ni dirección de la influencia, sin embargo, en series de tiempo la situación puede ser algo distinta. La causalidad en el sentido de Granger se basa en la idea de que si un suceso A ocurre antes que un suceso B, es posible que A cause a B pero no al revés dado que el tiempo no corre hacia atrás (Koop; citado por Gujarati y Porter, 2010).

La prueba de causalidad de Granger pretende determinar si la información pasada de una variable ( $x_t$ ) permite causar o pronosticar a la otra variable ( $y_t$ ). En un caso simple y como primer paso, se determinan dos modelos a contrastar. Un modelo restringido que no considera rezagos de la variable independiente ( $x_t$ ), al mismo tiempo considera rezagos de la variable dependiente ( $y_t$ ) y un modelo no restringido que considera rezagos de ambas variables (Rosales *et al.*, 2010).

Modelo restringido: 
$$y_t = \alpha + \beta_1 x_t + \sum_{i=1}^k \gamma_i y_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$

Modelo no restringido: 
$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^r \beta_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i y_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

Los pasos para realizar la prueba se describen a continuación:

1. Estimar el modelo restringido y guardar la suma de cuadrados del error ( $SCR_R$ ).
2. Estimar el modelo no restringido y guardar la suma de cuadrados del error ( $SCR_{NR}$ ).
3. Plantear la prueba de hipótesis:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_r = 0$$

$x_t$  no causa a  $y_t$ , es decir, los términos rezagados de  $x$  no pertenecen a la regresión.

$$H_1: \beta_i \neq 0 \quad x \text{ causa a } y.$$

4. Realizar la prueba de hipótesis con el estadístico  $F$ ,

$$F = \frac{(SCR_R - SCR_{NR})/r}{SCR_{NR}/(n - k)} \sim F_{r, n-k}$$

Donde  $r$  es el número de términos rezagados de  $x_t$ ,  $k$  es el número de parámetros estimados en el modelo no restringido y  $n$  es el total de observaciones.

Con lo cual, se utiliza el siguiente criterio de decisión: si  $F_C > F_{r, n-k}$  se rechaza  $H_0$  y se concluye que el conjunto de términos rezagados son significativos. Es decir,  $x_t$  causa en el sentido de Granger a  $y_t$  (Gujarati y Porter, 2010).

#### 4.5. Teoría de cointegración

Esta técnica aprovecha la relación lineal entre dos series integradas para encontrar relaciones de corto y largo plazo, y conseguir la eliminación de tendencias estocásticas de dos series relacionadas (Rosales *et al.*, 2010). El concepto de grado de integración fue desarrollado por Granger (1981), donde señala que una variable  $y_t$  es  $I(d)$  integrada de orden  $d$  si para lograr que sea estacionaria es necesario diferenciarla  $d$  veces, simbólicamente se puede expresar  $\Delta^d y_t$  es  $I(0)$ .

En este sentido, se dice que dos variables  $y_t$  y  $x_t$  están integradas del mismo orden  $I(1)$  si “existe” una combinación lineal de ellas que elimine las raíces unitarias:

$$y_t = \beta x_t + \varepsilon_t \quad \text{ó} \quad \varepsilon_t = y_t - \beta x_t$$

Donde  $\varepsilon_t$  es estacionaria I(0), entonces las dos variables están cointegradas, siendo  $(1 - \beta)$  el vector de cointegración. Por lo tanto, el problema de regresión espuria puede solucionarse si existe una combinación lineal entre el conjunto de series, que genere un proceso estocástico estacionario (Galindo y Catalán, 2003).

Supóngase, dos variables  $y_t$  y  $x_t$  que son caminos aleatorios y se corre un modelo de regresión entre ambas.

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad y \quad x_t = x_{t-1} + v_t$$

$$\varepsilon_t, v_t \sim NIID(0, \delta^2)$$

$$E[\varepsilon_t, v_t] = 0 \quad \forall t$$

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + z_t$$

Si el modelo de regresión de dos variables genera un coeficiente de determinación alto, variables significativas y un Durbin-Watson cercano a cero. Los resultados no serán confiables debido a que las series no presentan un proceso estocástico estacionario (Galindo y Catalán, 2003). De ahí la importancia de las propiedades estadísticas y la presencia de las raíces unitarias de las series consideradas.

#### 4.6. Modelo del Vector de Corrección de Errores (MVCE)

Un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL, por sus siglas en inglés) se compone de una variable  $y_t$ ;  $t = 1, \dots, n$ , que depende de sus propios rezagos (parte autorregresiva, AR) y de un vector de variables  $x_t$  tanto contemporáneas como rezagadas (rezagos distribuidos, DL), (Frey y Manera, 2007). Si se considera a  $x_t$  como única variable explicativa, el ARDL se puede especificar como:

$$A(L)Y_t = \mu_t + B(L)X_t + \varepsilon_t$$

$$(1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_r L^r)Y_t = \mu_t + (\alpha_0 + \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \dots + \alpha_s L^s)X_t + \varepsilon_t$$

$$y_t = \mu_t + \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 y_{t-2} + \dots + \theta_r y_{t-r} + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_s x_{t-s}$$

$$y_t = \mu_t + \sum_{h=1}^r \theta_h y_{t-h} + \sum_{i=1}^s \alpha_i x_{t-i} + \varepsilon_t$$

Donde  $\varepsilon_t$  es ruido blanco. Por lo tanto, a partir de la formulación de un modelo ARDL se puede derivar un Modelo del Vector de Corrección de Errores, si existe una relación de cointegración entre dos variables integradas del mismo orden.

La estimación de un modelo que contiene variables integradas  $I(d)$  es viable siempre que haya una combinación lineal de ellas que sea estacionaria. Comúnmente conocido como el teorema de representación de Engle-Granger (1987). Por tanto, si existe relación de cointegración, el modelo encontrará simultáneamente el efecto de largo y corto plazo.

Sean dos variables no estacionarias  $y_t \sim I(1)$  y  $z_t \sim I(1)$  integradas de orden 1. Además,  $y_t$  y  $z_t$ , cointegran mediante la ecuación:

$$y_t = \beta_1 z_t + \varepsilon_t$$

Donde los errores estimados son:

$$\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{\beta}_1 z_t$$

Tal que:

$$\hat{\varepsilon}_t \sim I(0)$$

Entonces los residuos son estacionarios. Por lo que, un modelo en diferencias se puede plantear de la siguiente manera.

$$\Delta y_t = \alpha_1 (y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}) + u_{1t}$$

$$\Delta z_t = \alpha_2 (y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}) + u_{2t}$$

Donde, los cambios en  $y_t$  y  $z_t$  dependen de las desviaciones del equilibrio pasado en  $t - 1$ . Es decir, dependen de los residuos estacionarios del periodo anterior.

Un modelo de corrección de errores se puede plantear de manera general como:

$$\Delta y_t = \alpha_1 (y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}) + \gamma_{11} \Delta y_{t-1} + \gamma_{12} \Delta z_{t-1} + u_{1t}$$

$$\Delta z_t = \alpha_2 (y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}) + \gamma_{21} \Delta y_{t-1} + \gamma_{22} \Delta z_{t-1} + u_{2t}$$

Es decir,  $\Delta y_t$  y  $\Delta z_t$  dependen del desequilibrio previo y de sus rezagos pasados. El modelo (MVCE) se puede escribir en forma matricial como:

$$X_t - X_{t-1} = \alpha\beta'X_{t-1} + \Gamma(X_{t-1} - X_{t-2}) + u_t$$

Donde:

$$X_t = [Y_t, Z_t]' \quad \alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} \quad \beta' = [1, \quad -\beta_1] \quad \Gamma = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \quad u_t = [u_{1t}, u_{2t}]' \quad \Pi = \alpha\beta'$$

De forma equivalente:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma \Delta X_{t-1}$$

Este hallazgo ilustra el teorema de Granger que establece que para cualquier conjunto de variables I(1), la cointegración y corrección de errores son representaciones equivalentes. Un modelo de corrección de errores con variables I(1) necesariamente implica cointegración. Un sistema cointegrado en forma restringida es parecido a un modelo general de vectores autorregresivos (VAR).

Sea  $X_t = [Y_t, Z_t]'$  y  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{y_t}, \varepsilon_{z_t})'$ , entonces:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t$$

En este sistema, el término  $\Pi X_{t-1}$  captura los parámetros de ajuste de corto plazo y de largo plazo (corrección de equilibrio). En general, ambas variables en un sistema cointegrado responderán a una desviación del equilibrio a largo plazo. Si las variables están cointegradas no hay independencia lineal en las filas de la matriz  $\Pi$ .

El análisis de cointegración indica que la estimación de un modelo VAR en primeras diferencias, estará mal especificado, cuando haya algunos vectores cointegrantes presentes en la serie I(1). Dicho de otro modo, un VAR en primeras diferencias omite variables estacionarias importantes (vectores cointegrantes) y, por consiguiente, las estimaciones de los parámetros son sesgadas debido a la omisión de variables (Cuthbertson, 2002).

## CAPÍTULO V. MATERIALES Y MÉTODOS

Este análisis utiliza datos mensuales sobre precios en los mercados de EE.UU. y México para examinar la transmisión espacial del precio internacional al mercado doméstico en México. El método y datos empleados se describen en las secciones 4.1 y 4.2, respectivamente.

Antes de la formulación y estimación del modelo, se obtienen estadísticas descriptivas de los precios del azúcar en los mercados mundial, mexicano y estadounidense. Con el fin de tener una idea general del comportamiento de los precios y extraer las características más sobresalientes del mercado de azúcar en el contexto nacional e internacional.

Con base en la revisión bibliográfica se pudo determinar el modelo de transmisión de precios. Posteriormente, para estimar el modelo de transmisión de precios y evaluar el grado de integración de precios entre el mercado de México y EE.UU. se siguieron los siguientes pasos (**Figura 3**):

1. Determinación del grado de integración de las variables incluidas en el modelo.
2. Corrección del problema de no estacionariedad en las variables con objeto de estimar el modelo.
3. Aplicación de la prueba de Johansen de cointegración lineal de las variables en niveles  $I(0)$ . En este paso, se establece el modelo de largo plazo (ARDL) donde se estiman los coeficientes y se obtiene los residuales.

Así pues, se lleva a cabo tanto la prueba de Johansen y la prueba de estacionariedad de los residuales con el estadístico Dicky Fuller Aumentado (DFA), con objeto de determinar si existe causalidad en el sentido de Granger.

4. Estimación del modelo de corrección del vector de errores, lo cual implica estimar los coeficientes de corto y largo plazo del modelo.



### 5.1. Modelo econométrico

La metodología tradicional ha estimado el proceso de transmisión de precios con modelos de regresión estáticos que no tenían en cuenta la “dinámica” y rezagos en las relaciones de precios, sin embargo, la literatura reciente utiliza el enfoque de cointegración (Greb *et al.*, 2012). Por ejemplo, Tien *et al.* (2020) utilizó un Modelo del Vector Corrección de Errores para analizar la transmisión de precios del Pangasius en Vietnam. Con el mismo objetivo Chien *et al.* (2018) utilizan un Modelo del Vector Corrección de Errores de Umbral para el caso del café robusta en Vietnam.

Adicionalmente, Fousekis *et al.* (2016) utiliza un Modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos No Lineal para analizar los precios del sector pecuario en EE.UU. Acosta y Valdés (2014) utiliza un Modelo del Vector de Corrección de Errores para analizar la transmisión espacial de precios de la leche en Panamá. Bekkers *et al.* (2017) estimaron un Modelo de Corrección de Errores para los precios de los alimentos básicos en varios países y Murali *et al.* (2018) plantearon un Modelo Autorregresivo para los precios del azúcar en India.

Mientras que, Imai *et al.* (2008) evalúa la transmisión de precios del maíz, trigo y arroz en China e India con un Modelo del Vector de Corrección de Errores. Asimismo, Conforti (2004) proporciona evidencia de transmisión de precios en mercados agrícolas y estima elasticidades de transmisión para diversos mercados mediante Modelos Autorregresivos de Rezagos distribuidos y Modelos de Corrección de Errores.

Díaz (2007) utiliza un Modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos ARDL (1,1) y su transformación en Modelo del Vector de Corrección de Errores para examinar el grado y velocidad en el cual las señales de precios de importación de la leche en polvo se transmiten al precio al productor en Chile.

El Modelo del Vector de Corrección de Errores es planteado por Baffes y Gardner (2003), y Mundlak y Larson (1992) para estimar elasticidades de transmisión de precios de productos agrícolas de países en desarrollo, que incorpora hasta un rezago de la variable dependiente (precio domestico) y un rezago de la explicativa (precio mundial), el cual explica el efecto contemporáneo y la velocidad de ajuste ante un cambio del precio en el mercado mundial.

Con base en lo anteriormente citado, en la presente investigación se propone un modelo ARDL (2,1) en el que las variables explicativas incluidas en dicho modelo son hasta dos rezagos para el caso de los precios en México, y de un rezago para el caso de los precios de los EE.UU., y de esta manera explicar la trasmisión del precio internacional ( $P_t^{EEUU}$ ) al precio domestico ( $P_t^{MEX}$ ) del azúcar estándar y refinada.

A continuación se presenta el modelo general en su forma explícita:

$$P_t^{MEX} = f(P_{t-1}^{MEX}, P_{t-2}^{MEX}, P_t^{EEUU}, P_{t-1}^{EEUU})$$

La formulación matemática del modelo general ARDL (2,1), se escribe como:

$$P_t^{MEX} = \beta_0 + \beta_1 P_t^{EEUU} + \beta_2 P_{t-1}^{MEX} + \beta_3 P_{t-1}^{EEUU} + \beta_4 P_{t-2}^{MEX} + \varepsilon_t$$

Siguiendo el siguiente procedimiento algebraico se obtiene el Modelo de Corrección de Errores correspondiente;

1. Sumando y restando  $\beta_4 P_{t-1}^{MEX}$ ;

$$= \beta_0 + \beta_1 P_t^{EEUU} + \beta_2 P_{t-1}^{MEX} + \beta_3 P_{t-1}^{EEUU} - \beta_4 [P_{t-1}^{MEX} - P_{t-1}^{MEX}] + \beta_4 P_{t-1}^{MEX} + \varepsilon_t$$

2. Sumando y restando  $\beta_1 P_t^{EEUU}$ ;

$$\begin{aligned} &= \beta_0 + \beta_1 [P_t^{EEUU} - P_{t-1}^{EEUU}] + \beta_1 P_{t-1}^{EEUU} + \beta_2 P_{t-1}^{MEX} \\ &\quad + \beta_3 P_{t-1}^{EEUU} - \beta_4 [P_{t-1}^{MEX} - P_{t-2}^{MEX}] + \beta_4 P_{t-1}^{MEX} + \varepsilon_t \\ &= \beta_0 + \beta_1 [P_t^{EEUU} - P_{t-1}^{EEUU}] - \beta_4 [P_{t-1}^{MEX} - P_{t-2}^{MEX}] + (\beta_1 + \beta_3) P_{t-1}^{EEUU} + (\beta_2 \\ &\quad + \beta_4) P_{t-1}^{MEX} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

3. Restando y sumando  $(\beta_1 + \beta_3) P_{t-1}^{MEX}$ ;

$$\begin{aligned} &= \beta_0 + \beta_1 [P_t^{EEUU} - P_{t-1}^{EEUU}] - \beta_4 [P_{t-1}^{MEX} - P_{t-2}^{MEX}] + (\beta_1 + \beta_3) [P_{t-1}^{EEUU} - P_{t-1}^{MEX}] + (\beta_1 \\ &\quad + \beta_3) P_{t-1}^{MEX} + (\beta_2 + \beta_4) P_{t-1}^{MEX} + \varepsilon_t \\ &= \beta_0 + \beta_1 [P_t^{EEUU} - P_{t-1}^{EEUU}] - \beta_4 [P_{t-1}^{MEX} - P_{t-2}^{MEX}] + (\beta_1 + \beta_3) [P_{t-1}^{EEUU} - P_{t-1}^{MEX}] \\ &\quad + (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4) P_{t-1}^{MEX} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

4. Restando de ambos lados  $P_{t-1}^{MEX}$ ;

$$P_t^{MEX} - P_{t-1}^{MEX} = \beta_0 + \beta_1[P_t^{EEUU} - P_{t-1}^{EEUU}] - \beta_4[P_{t-1}^{MEX} - P_{t-2}^{MEX}] + (\beta_1 + \beta_3)[P_{t-1}^{EEUU} - P_{t-1}^{MEX}] + (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 - 1)P_{t-1}^{MEX} + \varepsilon_t$$

$$\Delta P_t^{MEX} = \mu + \alpha[P_{t-1}^{EEUU} - P_{t-1}^{MEX}] + \beta \Delta P_t^{EEUU} - \gamma \Delta P_{t-1}^{MEX} + \delta P_{t-1}^{MEX} + \varepsilon_t$$

## 5.2. Datos y fuentes de información

Los datos utilizados en este análisis son publicados por el Departamento de Agricultura de los Estados Unidos (USDA). Los precios corresponden a dos tipos de azúcar (estándar y refinada) en México y EE.UU. Las variables son cuatro series de precios mensuales de enero de 1994 a mayo de 2020 en términos nominales. Todos los precios se expresan en centavos de dólar por libra, estas variables se designan como:

**PR<sup>MEX</sup>**: precio del azúcar refinada en México. Son precios al por mayor en la Central de abastos de Iztapalapa.

**PR<sup>EEUU</sup>**: precio del azúcar refinada en EE.UU. Son precios al por menor del azúcar refinada en Estados Unidos.

**PE<sup>MEX</sup>**: precio del azúcar estándar en México. Son precios al por mayor en la Central de abastos de Iztapalapa.

**PE<sup>EEUU</sup>**: precio del azúcar estándar en EE.UU. Son precios establecidos en el contrato de futuros del azúcar sin refinar en la Junta de Comercio de Nueva York (ICE No.14 y No.16).

## CAPÍTULO VI. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### 6.1. Análisis exploratorio

Los precios del azúcar varían dependiendo del tipo de mercado y las condiciones del mismo, ya que el azúcar es un producto agrícola e industrial, producido a partir de dos cultivos diferentes (caña y remolacha azucarera) con características particulares, donde intervienen productores y procesadores de la materia prima.

Por lo que, la capacidad de respuesta del suministro de azúcar en el mercado mundial puede variar significativamente. Los precios medios mundiales del azúcar estándar (13.09 cents usd/lb) y refinada (16.92) se encuentran por debajo de los precios de los mercados de México y EE.UU. en el periodo de estudio. Los precios promedio del azúcar estándar en México (26.72 cents usd/lb) y EE.UU. (24.42), son aproximadamente el doble de los precios mundiales. La cercanía de estos precios se debe al acuerdo comercial existente entre ambos mercados, en el supuesto de un mercado común organizado.

Históricamente los precios internos de la azúcar refinada en EE.UU. han sido los más altos, fluctuando entre 39.20 y 71.70 (cents usd/lb). Knutson (2010) señala que estos precios han sido el resultado de una política proteccionista que restringen las importaciones de azúcar en dicho mercado. La volatilidad (desviación estándar) de los precios del azúcar estándar en México (6.97), es más alta respecto al mercado mundial (5.60) y estadounidense (4.99). Para el azúcar refinada, el precio es mucho más volátil (10.27) en el mercado de EE.UU. El azúcar estándar (42.75%) y refinada (35.85) en el mercado mundial muestran mayor variación en términos porcentuales, siguiéndole México (26.10 y 24.52%) y EE.UU. (20.42 y 19.56%).

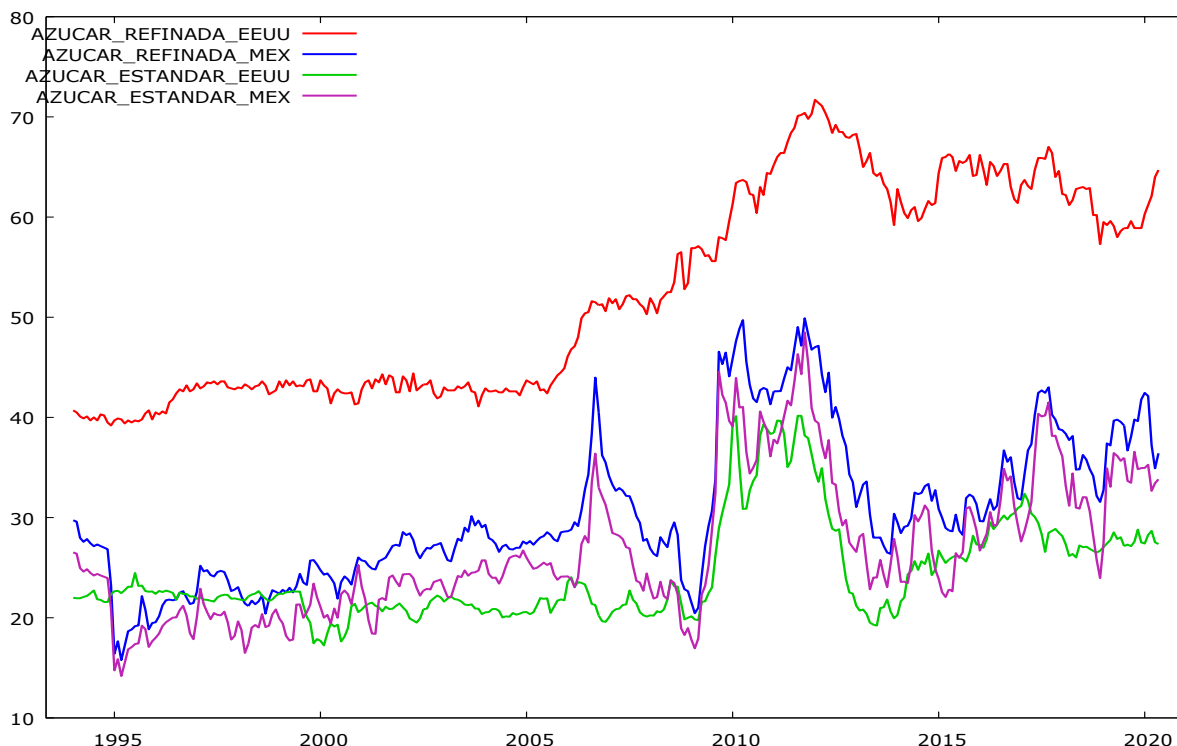
**Cuadro 4.** Estadísticas descriptivas de los datos, 1994:01 – 2020:05.

Variable	N	Media	Desviación estándar	C.V.	Mediana	Mínimo	Máximo
PR <sup>MEX</sup>	317	30.52	7.49	24.52%	28.60	15.77	49.90
PE <sup>MEX</sup>	317	26.72	6.97	26.10%	24.50	14.18	48.48
PR <sup>EEUU</sup>	317	52.49	10.27	19.56%	22.40	39.20	71.70
PE <sup>EEUU</sup>	317	24.42	4.99	20.42%	51.30	17.24	40.16
PR <sup>W</sup>	317	16.92	6.06	35.85%	11.80	7.61	35.58
PE <sup>W</sup>	317	13.09	5.60	42.75%	15.80	4.67	32.09

**Nota:** Número de observaciones (N), coeficiente de variación (C.V.), precio del azúcar refinada en el mercado mundial (PR<sup>W</sup>), precio del azúcar estándar en el mercado mundial (PE<sup>W</sup>). Las otras variables se definieron en la sección 5.2.

**Fuente:** Elaborado con datos de USDA (2020).

En la **Figura 4** se observa que los precios del azúcar estándar en México y EE.UU. (cents usd/lb) muestran una tendencia creciente y un comportamiento similar en el tiempo. El coeficiente de correlación de los precios del azúcar estándar entre México y EE.UU. es de 0.80, mientras que el coeficiente para el azúcar refinada entre ambos países es de 0.76, es decir, muestran niveles de correlación relativamente altos.



**Figura 4.** Comportamiento de los precios del azúcar estándar y refinada de México y EE.UU. (cents usd/lb), 1994-2020.

**Fuente:** Elaborado con datos del USDA(2020).

Dado que EE.UU. es el principal socio comercial de México, y se observa un comportamiento similar de los precios del azúcar entre los mercados de EE.UU. y México, se plantea analizar la transmisión de precios en dos segmentos del mercado de azúcar. Por un lado, en el mercado doméstico del azúcar estándar y por otro, en el mercado doméstico del azúcar refinada. Al respecto, se desea determinar la influencia de los precios del azúcar de los EE.UU. sobre los precios domésticos del azúcar en México. A través de la metodología de series de tiempo descrita en la **Figura 3**, donde se sugiere como primer paso las pruebas estadísticas de estacionariedad de las variables y la determinación del orden de integración.

## 6.2. Pruebas de estacionariedad

Antes de estimar los Modelos Autorregresivos de Rezagos Distribuidos y los Modelos del Vector de Corrección de Errores, para los precios de los dos tipos de azúcar (estándar y refinada). Es necesario que las variables cumplan la condición de estacionariedad. Para ello, se realiza la prueba de estacionariedad con el estadístico Dicky Fuller Aumentado (DFA), donde la hipótesis nula es  $H_0$ : Existe raíz unitaria y la alternativa es  $H_1$ : No existe raíz unitaria. Dado que los valores de probabilidad (P) son mayores al nivel de significancia ( $\alpha$ ) al 1%, se rechaza la hipótesis nula y se concluye que existe raíz unitaria en las variables. Es decir, las variables no son estacionarias en niveles.

Para corregir el problema de no estacionariedad, se aplican primeras diferencias para eliminar la tendencia de las variables y convertirlas en procesos estacionarios. De acuerdo con el DFA, éstas resultan estacionarias, es decir, son integradas de primer orden  $I(1)$ . Ya que, el estadístico de prueba es menor que el valor crítico al 1% para todas las variables diferenciadas (**Cuadro 5**). Una vez identificado el orden de integración de cada una de las variables, se puede formular un modelo en primeras diferencias. Alternativamente, Engle y Granger (1987) sugieren que si bajo la formulación de un modelo con variables en niveles existe cointegración, éste es válido como modelo de largo plazo.

**Cuadro 5.** Prueba de raíz unitaria de los datos, 1994:01 – 2020:05.

Variable	DFA	Probabilidad (P)
Precios domésticos en niveles		
$PR^{MEX}$	-2.91265	0.1599
$PE^{MEX}$	-3.47777	0.0435
Precios domésticos en 1ª Diferencia		
$\Delta PR^{MEX}$	-14.8439***	0.0000
$\Delta PE^{MEX}$	-15.6619***	0.0000
Precios internacionales en niveles		
$PR^{EEUU}$	-1.79355	0.7058
$PE^{EEUU}$	-2.12813	0.5276
Precios internacionales en 1ª Diferencia		
$\Delta PR^{EEUU}$	-18.8427***	0.0000
$\Delta PE^{EEUU}$	-13.1964***	0.0000

**Nota:** \*\*\* Nivel de significancia ( $\alpha$ ) al 1%.

**Fuente:** Elaborado con datos del USDA (2020).

### 6.3. Selección de rezagos

Sin embargo, antes de proceder a la estimación del modelo es necesario elegir la longitud adecuada de rezagos de las variables explicativas que se incluirán en el modelo de largo plazo (ARDL). Para tal efecto, se toman en cuenta los criterios de información de Akaike, Hannan Quin y el Bayesiano de Schwarz (AIC, HQIC y SBIC, por sus siglas en inglés). Donde, se corre una regresión de carácter autorregresivo de los precios del azúcar estándar en México y EE.UU., en función de una tendencia temporal como variable exógena.

Los resultados indican que la longitud adecuada no debe exceder de dos rezagos, ya que los criterios de información de Akaike, Hannan Quin y Bayesiano de Schwarz (AIC, HQIC y SBIC) resultan con los valores mínimos en dicho orden, ya que es donde se pierde la mínima información de las variables o se pierden menos grados de libertad. Es decir, en el modelo de largo plazo (ARDL) se deben incluir hasta dos rezagos del precio en México y dos rezagos del precio en EE.UU. para conseguir un modelo parsimonioso.

**Cuadro 6.** Criterios de selección de rezagos para precios de azúcar estándar, México-EEUU.

Rezago	LL	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-1841.36		447.156	11.7787	11.7882	11.8026
1	-1076.12	1530.5	3.45139	6.91453	6.94323	6.98634
2	-1056.56	39.127*	3.12469*	6.81508*	6.86291*	6.93477*
3	-1054.07	4.9759	3.15505	6.82474	6.89171	6.99231
4	-1053.07	1.9953	3.21622	6.84393	6.93002	7.05937

**Nota:** Error de predicción final (FPE), Criterio de información de Akaike (AIC), Criterio de información Hannan Quin (HQIC), Criterio de información de Schwarz (SBIC), Likelihood ratio (LR), Log-likelihood (LL). \*Indica el orden óptimo de rezagos.

**Fuente:** Elaborado con datos del USDA (2020).

Al igual que los precios del azúcar estándar, la longitud de rezagos optima a incluir en el modelo del azúcar refinada se eligen de acuerdo a los criterios de información mencionados anteriormente. Dado que los valores mínimos de los criterios se observan para un longitud de orden dos, se consideran incluir en el modelo hasta dos rezagos tanto de la variable dependiente como de la independiente.

**Cuadro 7.** Criterios de selección de rezagos para precios de azúcar refinada, México-EEUU.

Rezago	LL	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-2108.41		2463.4	13.4851	13.4946	13.509
1	-1022.94	2170.9	2.45703	6.57471	6.6034	6.64652*
2	-1013.08	19.73*	2.36666*	6.53723*	6.58506*	6.65692
3	-1009.81	6.534	2.3778	6.54191	6.60888	6.70947
4	-1008.8	2.0284	2.42364	6.56099	6.64709	6.77643

**Nota:** Error de predicción final (FPE), Criterio de información Akaike (AIC), Criterio de información Hannan (HQIC), Criterio de información de Schwarz (SBIC) Likelihood ratio (LR), Log-likelihood (LL). \*Indica el orden óptimo de rezagos.

**Fuente:** Elaborado con datos del USDA(2020).

Por lo que, sabiendo la longitud del rezago a incluir en los modelos de largo plazo (ARDL) tanto para el azúcar estándar y refinada tanto para el mercado de EE.UU. y México. Con la finalidad de determinar la existencia de algún vector de cointegración de los precios del azúcar estándar y refinada entre los distintos mercados. Se realizan las pruebas de cointegración de Johansen, para detectar alguna relación de equilibrio a largo plazo entre las variables.

#### 6.4. Pruebas de cointegración

Primeramente, se realiza la prueba de Johansen para el caso del azúcar estándar para saber si existe al menos una ecuación de cointegración entre las variables del modelo ARDL que genere un proceso estocástico estacionario. La hipótesis se plantea en la  $H_0$ : existe  $r$  (rango) vectores de cointegración versus la  $H_1$ :  $r+1$  vectores de cointegración. El estadístico del máximo Eigenvalor es mayor al valor crítico al 1%. La prueba arroja que existe al menos un vector linealmente independiente ( $r=1$ ), es decir, existe una sola ecuación de cointegración que genere un proceso estacionario. Y los criterios SBIC y HQIC, confirman la existencia de cointegración.

**Cuadro 8.** Prueba de cointegración de Johansen entre precios de azúcar estándar, México - EE.UU.

Rango	LL	Eigenvalor	SBIC	HQIC	AIC
0	-1076.6264		6.945296	6.902376	6.873818
1	-1063.7944	0.07824	6.91861*	6.85423*	6.811393
2	-1061.5169	0.01436	6.922411	6.850879	6.803282

**Nota:** Criterio de información Akaike (AIC), Criterio de información Hannan (HQIC), Criterio de información de Schwarz (SBIC). \* Indica el número de relaciones de cointegración.

**Fuente:** Elaborado con datos del USDA(2020).



Para el caso de los precios de azúcar refinada en México, el rango es igual 1, por tanto, existe una relación de cointegración, lo cual indica que existe al menos una combinación lineal de las variables integradas que genere un proceso estocástico estacionario en los residuales. Ya que, el valor del Criterio de Hannan Quin arroja el mínimo valor en ese rango.

**Cuadro 9.** Prueba de cointegración de Johansen entre precios de azúcar refinada, México-EE.UU.

Rango	LL	Eigenvalor	SBIC	HQIC	AIC
0	-1026.9		6.629573*	6.586653	6.558095
1	-1018.4938	0.05197	6.630987	6.566607*	6.52377
2	-1018.1958	0.00189	6.647357	6.575824	6.528227

**Nota:** Criterio de información Akaike (AIC), Criterio de información Hannan (HQIC), Criterio de información de Schwarz (SBIC). \* Indica el número de relaciones de cointegración.

**Fuente:** Elaboración con datos del USDA(2020).

Con base en la prueba de Johansen se obtuvo que existe un solo vector de cointegración, lo que confirma que es posible estimar un modelo ARDL con base en las variables en niveles. Por lo tanto, se establece el modelo de largo plazo (relación de cointegración) entre los mercados. La formulación del modelo ARDL considera precios pasados, dado que algunos agentes basan sus decisiones no solo en el precio presente sino en la tendencia de precios. Lo que conduce a un proceso de ajuste en las expectativas de precios respecto al nivel de precios futuros. Por ejemplo, los consumidores de azúcar pueden decidir comprar ahora y reducir su consumo futuro esperando que los precios bajen.

En general, el modelo que se utilizará tanto para los mercados de la azúcar estándar y azúcar refinada es el ARDL (2,1):

$$PE_t^{MEX} = \beta_0 + \beta_1 PE_t^{EEUU} + \beta_2 PE_{t-1}^{MEX} + \beta_3 PE_{t-1}^{EEUU} + \beta_4 PE_{t-2}^{MEX} + \varepsilon_t$$

Donde se incluyen dos rezagos de la variable dependiente (precios del azúcar estándar en México), el efecto contemporáneo de la variable explicativa (precios en EE.UU.) y un rezago de la misma, dado que el segundo rezago de los precios en EE.UU. no resulta significativa no se incluyen en el modelo estimado.

## 6.5. Estimación del Modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos

En la estimación del modelo, los valores estadísticos de t en valor absoluto muestran que las variables explicativas resultan significativas, a excepción del intercepto que no resulta significativo, por lo que, se desecha del modelo.

$$PE_t^{MEX} = -0.2038 + 0.3502PE_t^{EEUU} + 1.0366PE_{t-1}^{MEX} - .2124PE_{t-1}^{EEUU} - .1546PE_{t-2}^{MEX} + \varepsilon_t$$

t = (-0.40)    (3.44)                      (18.58)                      (-2.04)                      (-2.83)

$$R_{adj}^2 = 0.9336$$

Es importante señalar que la medida de bondad de ajuste es alto, lo que significa que la variación de los precios de azúcar estándar en México están explicados en un 93% por los cambios en los precios de México y EE.UU. La interpretación de los parámetros sugieren que, ante un cambio unitario de los precios del azúcar estándar en EE.UU. los precios en México se incrementará en 35% en el momento t. Con esto, se prueba la existencia de transmisión del precio internacional al precio en México. Esto se explica por el comercio bilateral de azúcar entre México y EE.UU.

Mientras que se tiene un mayor efecto del precio en México del periodo anterior, en 103%. Por lo que, los mayoristas subirán sus precios de azúcar estándar a los consumidores de acuerdo a sus expectativas del nivel de existencias y al precio observado en el mes anterior. También, los agentes pueden fijar precios al observar precios de referencia en el mercado de futuros.

Se cumple la hipótesis de que los precios del azúcar en México siguen en cierta medida el comportamiento de los precios en EE.UU. El modelo de largo plazo ARDL (2,1) correspondiente al precio del azúcar estándar mostró que existe una transmisión de precios del mercado de EE.UU al mercado en México. Los precios del azúcar en México han sido explicados por los precios en los EE.UU., debido a que el mercado estadounidense es el principal destino de las exportaciones de azúcar de México.

Si bien, las variaciones de los precios en EE.UU. influyen en las variaciones de los precios del azúcar estándar en México, la transmisión de precios no se da de manera completa, es decir, la elasticidad precio no es igual 1, lo que se puede atribuir a que

existen medidas distorsionantes como políticas fronterizas que establecen tarifas altas de exportación e importación, costos de transporte y transacción que impiden el cumplimiento de la Ley del Precio Único. Adicionalmente, la industria está rezagado tecnológicamente dado que requiere mayor nivel de inversiones en activos y capital físico. La estacionalidad de la producción y el mal manejo de la gestión de existencias de azúcar pueden afectar los precios del azúcar.

Por otra parte, dicho modelo es válido sólo si los residuales son estacionarios. Dado que el estadístico de prueba DFA (-18.045) es menor al valor crítico (-3.987) al 1%, se concluye que los residuales  $\varepsilon_t$  del modelo es ruido blanco. Es decir, el modelo se comporta de manera estable y sus residuales son aleatorios alrededor de cero.

En el segmento del mercado de azúcar refinada, se estableció el mismo modelo del azúcar estándar. Dado que las pruebas de estacionariedad y cointegración de las variables en niveles resultaron válidas para la estimación del modelo, se procedió a la estimación del modelo ARDL (2,1):

$$PR_t^{MEX} = \beta_0 + \beta_1 PR_t^{EEUU} + \beta_2 PR_{t-1}^{MEX} + \beta_3 PR_{t-1}^{EEUU} + \beta_4 PR_{t-2}^{MEX} + \varepsilon_t$$

t= (0.48)    (1.30)            (20.04)            (-0.97)            (-3.46)

En este modelo de transmisión de precios los valores de t muestran que el precio del azúcar refinada en México esta básicamente explicado por su información pasada, el término de intercepto y los parámetros que acompañan a la variable precio en EE.UU. no resultan significativos, por lo que, se desechan del modelo y se reduce a un modelo autorregresivo de orden 2, el cual se expresa de la siguiente manera:

$$PR_t^{MEX} = 1.1328PR_{t-1}^{MEX} - .1958PR_{t-2}^{MEX} + \varepsilon_t$$

$R_{adj}^2 = 0.9543$

Se genera una alta bondad de ajuste, es decir, el modelo explica bien el comportamiento de los precios del azúcar refinada en México. Es decir, la variación en los precios internos del azúcar refinada está influenciada en un 95% por la variación de la misma variable retardada en uno y dos periodos. Mientras que los precios en EE.UU. no influyen en los precios en México para este producto.

El modelo puede ser algo difícil de interpretar, sin embargo, sugiere que un incremento del precio en el periodo t provoca una variación de 113% en el periodo t+1, mientras que la influencia del precio en dos periodos rezagados lo afecta de manera negativa (-.1958). Este fenómeno puede deberse a que los agentes económicos tardan en ajustarse a los cambios en precios, es decir, si los vendedores mayoristas observan en el mercado precios crecientes decidirán aumentar sus precios al consumidor en el futuro.

Este modelo muestra que no existe transmisión del precio internacional del azúcar refinada de los EE.UU. hacia el precio doméstico en México. Esta situación puede explicarse por la reducción de la cuota de importación de EE.UU. del azúcar refinada de México, dado que el sector industrial de EE.UU. le reporta mayores ganancias realizar el proceso de refinación del azúcar estándar y vender azúcar refinada directamente al consumidor estadounidense a precios muy por encima de los costos de la industria.

Para determinar la validez del modelo, se realiza el test estadístico DFA sobre los residuales del mismo, donde el estadístico (-17.885) es menor al valor crítico (-2.58) al 1%, por lo tanto, se concluye que el modelo de largo plazo genera un proceso estacionario en los residuales. Entonces, se dice que el modelo es estable y los residuales cumplen las condiciones de estacionariedad.

### 6.6. Estimación del Modelo del Vector de Corrección de Errores

Por tanto, si ambas series resultan integradas en el modelo ARDL y se rechaza la no cointegración, se especifica el Modelo del Vector de Corrección de Errores, el cual captura la interacción del precio internacional y el precio doméstico, donde separa la relación de equilibrio de largo plazo y corto plazo.

Se plantea el Modelo del Vector de Corrección de Errores (MVCE<sup>2</sup>) para el mercado del azúcar estándar:

$$\Delta P_t^{MEX} = \mu + \alpha \Delta P E_{t-1}^{MEX} + \beta \Delta P E_t^{EEUU} + \gamma [P E_{t-1}^{EEUU} - P E_{t-1}^{MEX}] + \delta P E_{t-1}^{MEX} + \varepsilon_t$$

Al estimar el modelo, las variables que resultan significativas son el rezago de la primera diferencia del precio en México, la primera diferencia del precio en EE.UU. y la desviación

---

<sup>2</sup> La expresión matemática del modelo fue desarrollada en la sección 5.1

de equilibrio entre México y EE.UU. El término constante y el primer rezago del precio en México, no resultan significativas en este modelo por lo que se descartan del mismo.

$$\Delta P_t^{MEX} = -0.2038 + .1546\Delta PE_{t-1}^{MEX} + .3502\Delta PE_t^{EEUU} + .1379[PE_{t-1}^{EEUU} - PE_{t-1}^{MEX}] + 0.019PE_{t-1} + \varepsilon_t$$

$t = (-0.40) \quad (2.83) \quad (3.44) \quad (4.01) \quad (0.96)$

$$R_{adj}^2 = 0.098$$

De acuerdo a los valores de t, la ordenada al origen y el primer retardo del precio de azúcar estándar en México no son significativas. Los parámetros de las otras tres variables explicativas resultan significativas ( $\alpha$ ,  $\beta$  y  $\gamma$ ). En este sentido, el incremento del precio en EE.UU. afecta positivamente (0.35) al del precio en México en el mismo periodo. Por lo tanto, se confirma la hipótesis de una relación causal positiva. Y existe evidencia de integración de los mercados de azúcar estándar.

Mientras que el incremento del precio en México en el periodo anterior, también lo impacta de manera positiva (.15), pero en menor medida. La velocidad de ajuste hacia el equilibrio es moderadamente lenta (.14). El cociente de 1/.14 da como resultado 7.14, lo que significa que el proceso tarda 7 meses en ajustarse al equilibrio. La transmisión espacial de precios puede resultar en un ajuste lento debido a las condiciones de los mercados (espacio geográfico, costos de transferencia o una infraestructura deficiente) y la política comercial.

Aunque, el modelo de corrección de errores genera un bajo coeficiente de determinación no significa que el modelo sea ineficiente, dado que gran parte de la explicación de los precios internos esta dado por el modelo de largo plazo. Para esto, si los residuos generados por el modelo son estacionarios entonces el modelo es válido, ya que se comporta con media cero, varianza y covarianza constantes. Para tal afirmación se realiza la prueba de Dicky Fuller Aumentado DFA a los residuos del modelo.

Donde, la hipótesis nula  $H_0$ : la serie es no estacionaria y la alternativa  $H_1$ : la serie es estacionaria. Si la estadística de prueba es menor al valor crítico al 1%, se rechaza la nula. Dado que el estadístico calculado DFA (-18.045) es menor al valor crítico (-3.987), se concluye que los errores son estacionarios.

En general, se mantiene una relación positiva entre la variable explicada y las variables explicativas en el MVCE. Esto se explica debido a que las exportaciones de azúcar estándar de México hacia los EE.UU. crecieron de manera significativa y sostenida a partir de 2008, y posterior a 2012, dicho volumen aumento aún más. Sin embargo, no existe un mercado eficiente en el acuerdo comercial México-EE.UU., ya que existen medidas restrictivas en la comercialización de azúcar.

El planteamiento del Modelo del Vector de Corrección de Errores (MVCE) para los precios del azúcar refinada, es:

$$\Delta PR_t^{MEX} = \mu + \alpha \Delta PR_{t-1}^{MEX} + \beta \Delta PR_t^{EEUU} + \gamma [PR_{t-1}^{EEUU} - PR_{t-1}^{MEX}] + \delta PR_{t-1}^{MEX} + \varepsilon_t$$

De acuerdo a los valores de  $P$ , el intercepto y la primera diferencia del precio en EE.UU. no resulta significativa, ya que el valor de probabilidad supera al nivel de significancia al 5%. Por lo que, el modelo estimado con sus respectivas variables significativas es el siguiente:

$$\Delta PR_t^{MEX} = 0.2271 + .1958[PR_t^{MEX} - PR_{t-1}^{MEX}] + .0324[PR_{t-1}^{EEUU} - PR_{t-1}^{MEX}] + .1252[PR_t^{EEUU} - PR_{t-1}^{EEUU}] - .0305PR_{t-1}^{MEX} + \varepsilon_t$$

$t = (-0.48) \quad (3.46) \quad (2.32) \quad (1.30) \quad (-2.50)$

$$R_{adj}^2 = 0.064$$

El MVCE mostró que los parámetros relacionados al cambio del precio doméstico rezagado un periodo (0.19) y el ajuste hacia el equilibrio (0.03), resultaron significativos para explicar el cambio del precio doméstico actual. Lo que, quiere decir que el cambio de largo plazo tiene muy poco efecto sobre el precio actual y una velocidad de ajuste muy lenta. Esto es atribuible, que las exportaciones de azúcar refinada a los EE.UU. decrecieron posterior a 2013, debido a la política económica seguida por los EE.UU. para el azúcar refinada, donde se incrementó la cantidad de importación de azúcar estándar de México en detrimento del volumen importado de azúcar refinada. Para corroborar la estabilidad y validez del MVCE, se hace la prueba de estacionariedad de los residuales, el estadístico de prueba DFA (-17.885) es menor al valor crítico (-2.58) al 1%, la nulidad de la prueba es rechazada y se concluye que los residuos del modelo son independientes e idénticamente distribuidos con media cero, varianza y covarianza constantes.

En resumen, se analizaron dos mercados del sector azucarero en la relación comercial México-EE.UU. En el caso del azúcar estándar, los resultados del modelo de largo plazo mostraron que los precios en EE.UU. y los precios en México son variables relevantes para explicar los precios del azúcar en México. Los resultados del MVCE, indicaron que el cambio del precio internacional tiene un mayor efecto en el precio doméstico que el cambio en el precio doméstico retardado un periodo. Debido al mayor volumen de exportación de este azúcar a EE.UU. en detrimento del volumen exportado de azúcar refinada.

Respecto, al azúcar refinada los resultados del modelo de largo plazo mostraron que los precios del azúcar en EE.UU. no se transmiten al precio en México. Mientras que el precio actual del azúcar en México es explicado por su información de precios pasados, lo que pudiera significar que depende de la oferta y demanda internas, y no del mercado internacional. El MVCE mostró una velocidad de ajuste casi nula, es decir, no hay un equilibrio significativo en este mercado. Dado que las exportaciones de este azúcar a EE.UU. decrecieron posterior a 2013. El sector azucarero en México, cuenta con buena capacidad de abastecimiento para la demanda doméstica. De tal manera, que se generan excedentes de oferta en el mercado interno y dichos excedentes tienden a ser exportados a los EE.UU. Lo que pudiera indicar que aparentemente la política seguida por el Gobierno en el sector del azúcar no afectó el bienestar del consumidor. No obstante, hay que destacar que los precios reales de la azúcar estándar en el mercado doméstico México no disminuyeron, lo que incide en la demanda interna. Y por consiguiente, destinar mayor proporción de la producción a la exportación.

En la presente investigación se demostró que el precio del azúcar de los EE.UU. es una variable estadísticamente significativa que influye en el comportamiento del precio doméstico en México. Por lo que, si EE.UU. continúa con la misma política de elevar el precio interno de su mercado la dinámica de precios se seguirá transmitiendo al mercado interno en México. En el sentido, de que los industriales del azúcar en México destinaran mayores volúmenes a la exportación por captar precios más altos en el mercado norteamericano, en detrimento del mercado doméstico y con un efecto potencialmente negativo al bienestar de los consumidores.

## **CAPÍTULO VII. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES**

### **7.1. Conclusiones**

En la presente investigación se mostró que durante el periodo 1994-2019, existe transmisión del precio del azúcar estándar de los EE.UU. al precio del mercado doméstico en México, lo que tiene un efecto en el bienestar de los consumidores. Esto, se explica por las mayores exportaciones de azúcar estándar que México envía a los EE.UU. después de 2008, producto de los mayores precios de exportación comparados con el precio doméstico.

A pesar de que los EE.UU. han impuesto un límite a las importaciones de azúcar estándar de México (hasta un 70% de los requerimientos del mercado de los EE.UU.), dichos volúmenes han crecido. Señal de que existen incentivos para aumentar las exportaciones de México, y por consiguiente, ocasionar un efecto negativo en el bienestar de los consumidores.

Los precios del azúcar estándar exhiben volatilidad y tendencia creciente en México, debido a que los productores nacionales de azúcar tratan de colocar su producto en el mercado internacional por captar precios más altos en dicho mercado. Lo que aumenta la incertidumbre del mercado nacional de azúcar dado los cambios observados en los niveles de producción e inventarios. Por lo que, un patrón creciente de los precios en EE.UU. se traduce en incrementos de los precios internos en México. Por tanto, los minoristas decidirán subir sus precios como consecuencia del aumento en los precios mayoristas.

Se cumple la hipótesis de que los precios del azúcar en México crecen ante incrementos de los precios en EE.UU. transmitido vía el canal de comercialización. Aunque existe evidencia de cointegración y transmisión de precios entre ambos mercados. La transmisión no es completa, debido a las barreras comerciales que EE.UU. impone a México, y a una infraestructura deficiente de comunicaciones y transporte de México. Así como, contingentes arancelarios y las condiciones de etiquetado y embalaje del producto de exportación que elevan los costos comerciales y dificultan la transmisión.



La existencia de altos niveles de precios en ambos mercados muestran que no existe una fijación de precios competitivos, a pesar de que México es excedentario en azúcar se observan precios altos en el mercado interno, señal de que no es un mercado eficiente y que cabe la posibilidad de que haya colusión de precios en la industria azucarera. Adicionalmente, el sector es un mercado segmentado, ya que ofrece productos diferenciados (azúcar estándar, refinada, entre otros.) donde se puede ejercer discriminación de precios al consumidor.

## **7.2. Recomendaciones**

Como parte de la política económica de estabilización de precios y la creación de mercados eficientes y competitivos. El gobierno debe centrar su política interna en la protección al consumidor y en la coordinación eficiente de los agentes participantes en la cadena de valor del azúcar. Así como, precisar de manera puntual las necesidades futuras del mercado doméstico aunque éstas necesidades pudieran ser cubiertas vía importaciones u otros edulcorantes.

Adicionalmente, enfocar la política comercial a mejorar el bienestar del consumidor en el área de libre comercio. Si la demanda futura de azúcar se incrementa en los EE.UU. y su oferta interna no cubre sus necesidades adicionales, y existe un precio del azúcar en ese mercado mayor al de México. Los industriales del azúcar tendrán incentivos para exportar en detrimento de las necesidades del mercado doméstico.

De ser así, México debe regular su mercado interno para evitar desabastecimientos y presiones inflacionarias en el mercado al consumidor. Por lo que, se debe hacer buen manejo y gestión de las existencias de azúcar para que en periodos de baja producción de azúcar, México no se encuentre en una situación de déficit comercial o de exceso de demanda.

Dado que México y EE.UU. son mercados vinculados en la comercialización de azúcar se debería establecer una clasificación arancelaria homogénea entre ambos mercados, sin imponer normas técnicas y arancelarias que obstaculicen el monitoreo del mercado regional y exista una difusión eficiente de precios para una mejor toma de decisiones de los participantes del mercado.

## CAPÍTULO VIII. LITERATURA CITADA

Acosta A., Valdes A. 2013. Vertical Price Transmission of Milk Prices: Are Small Dairy Producers Efficiently Integrated Into Markets?. *Agribusiness*, Vol. 30 (1) 56–63 (2014) DOI: 10.1002/agr.21357

Ahumada H. A. 2006. Una Nota sobre Regresiones con Variables Integradas. *Ensayos Económicos*. Banco Central de la República Argentina (BCRA). Vol. 45 pp. 79-92

Amrouk E. M., A. Rakotoarisoa M., Chang K. 2013. Structural changes in the sugar market and implications for sugarcane smallholders in developing countries. Country case studies for Ethiopia and the United Republic of Tanzania. FAO, *Research Working Paper* 37:1-44. <https://www.researchgate.net/publication/326624965>

Aragrande M., Esposti R., Gentile E., Bruni M., Loi A., Boldrin N., Silimbani M., Gruppioni L., Micaella T., Fioriti L. 2012. Study on price transmission in the sugar sector. European Commission. *DG Agriculture and Rural Development*. <https://op.europa.eu/en/publication-detail/-/publication/2d011423-47dc-4afc-9b27-6eb866d9f3aa>

Aragrande M., Bruni M., Loi A. and Esposti R. 2017. The effect of EU 2006 sugar regime reform on vertical price transmission. *Aragrande et al. Agricultural and Food Economics* (2017) 5:18 DOI 10.1186/s40100-017-0087-8

Baffes J., Gardner B. 2003. The transmission of world commodity prices to domestic markets under policy reforms in developing countries. *Policy Reform*, 6(3):159-180. <https://doi.org/10.1080/0951274032000175770>

Beghin J. C. and Elobeid A. 2014. The Impact of the U.S. Sugar Program Redux. *Applied Economic Perspectives and Policy* (2015) vol. 37(1), pp. 1–33. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1093/aep/ppy028>

Bekkers E., Brockmeier M., Francois J., Yang F. 2017. Local Food Prices and International Price Transmission. *World Development* 96:216–230. <http://dx.doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.03.008>

Box G. E. P., Jenkins G. M., Reinsel G. C. 2008. *Time Series Analysis Forecasting and Contr.* A JOHN WILEY & SONS, INC., PUBLICATION. Copyright © 2008 by John Wiley & Sons, Inc. All rights reserved.

Carbaugh R. J. 2009. *Economía internacional*, 12a. ed. Cengage Learning Editores, S.A. de C.V. México, D.F. © D.R. 2009 por Cengage Learning Editores, S.A. de C.V. ISBN-10: 607-481-344-2. ISBN-13: 978-607-481-344-9. <http://latinoamerica.cengage.com>

Carter C. A., Saintone T. L., Schaefer K. A. 2019. Managed trade: The US–Mexico sugar suspension agreements. *Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'économique* 52 (3): 1195–1222

CEDRSSA. 2017. El Acuerdo Sobre el Azúcar entre México y Los Estados Unidos. San Lázaro, Ciudad de México. LXIII Legislatura, pp.1-12.

CEDRSSA. 2019. Determinación del precio de la caña de azúcar al productor. San Lázaro, Ciudad de México. Julio, 2019. [http://www.cedrssa.gob.mx/files/b/9/69nota%20informativa%201.1%20\\_23102020.pdf](http://www.cedrssa.gob.mx/files/b/9/69nota%20informativa%201.1%20_23102020.pdf)

Chatfield C., Xing H. 2019. *The Analysis of Time Series An Introduction with R Seventh Edition*. © 2019 by Taylor & Francis Group, LLC CRC Press is an imprint of Taylor & Francis Group, an Informa business.

Chavas J. P., Pan F. 2020. The dynamics and volatility of prices in a vertical sector. *American Journal of Agricultural Economics* 102(1): 353–369. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3558962](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3558962)

Chien M. T., Shakur S., and Cassells S. 2018. Testing vertical price transmission for Vietnam's Robusta coffee. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 62:563–575. <https://doi.org/10.1111/1467-8489.12260>

CNIAA. 2020. Nota informativa intercambio comercial de edulcorantes México – EU. <http://www.cniaa.mx/Eventos>

Conforti P. 2004. Price transmission in selected agricultural markets. Commodities and Trade Division of the Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO). Working Paper No. 7. <http://www.fao.org/tempref/docrep/fao/006/ad766e/ad766e00.pdf>

CONADESUCA. 2020. Sistema de Información de la Investigación de la Agroindustria de la Caña de Azúcar. <https://www.gob.mx/conadesuca/acciones-y-programas/siica-sistema-de-informacion-de-la-investigacion-de-la-agroindustria-de-la-cana-de-azucar>

Cuthbertson, K. 2002. *Quantitative Financial Economics: Stocks, Bonds and Foreign Exchange* (J. W. & Sons (ed.)).

Díaz N., Melo O., Mondrego F. 2007. Dinámica de transmisión de precios y cambio estructural en el sector lácteo chileno. *Revista Economía Agraria* 11:2-23. <https://ageconsearch.umn.edu/record/97364>

DOF. 2015. ACUERDO por el que se sujeta a permiso previo la exportación de azúcar. [http://dof.gob.mx/nota\\_detalle.php?codigo=5500077&fecha=05/10/2017](http://dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5500077&fecha=05/10/2017)

DOF. 2017. ACUERDO por el que se sujeta a permiso previo la exportación de azúcar y se establece un cupo máximo para su exportación. [https://www.dof.gob.mx/nota\\_detalle.php?codigo=5500077&fecha=05/10/2017](https://www.dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5500077&fecha=05/10/2017)

Elliott, G., Rothenberg, T.J. and Stock, J.H. 1996. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, *Econometrica*, Vol. 64, No. 4, 813–836.

Engle, R. F., and C. W. J. Granger. 1987. Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*. 55: 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>.

ERS-USDA. 2020. Sugar and Sweeteners Yearbook Tables. <https://www.ers.usda.gov/data-products/sugar-and-sweeteners-yearbook-tables/>

Expansión. 2020. USA to increase imports of Mexican sugar. Copyright © MEXICONOW All rights reserved 2020 Mexico's Leading International Business Magazine. <https://mexico-now.com/mexican-sugar-exports-to-the-u-s-would-drop-35-8/>

FAO. 2019. Food Outlook - Biannual Report on Global Food Markets – November 2019. Rome. <http://www.fao.org/3/CA6911EN/CA6911EN.pdf>

FAO. 2004. Situación De Los Mercados De Productos Básicos 2003-2004. Naciones Unidas, Roma. [https://books.google.es/books?id=QLWoe7KQ4HYC&pg=PA56&lpg=PA45&focus=viewport&dq=Precios+de+venta+temporales+y+transmisión+de+precios+asimétricos&lr=&hl=es&output=html\\_text](https://books.google.es/books?id=QLWoe7KQ4HYC&pg=PA56&lpg=PA45&focus=viewport&dq=Precios+de+venta+temporales+y+transmisión+de+precios+asimétricos&lr=&hl=es&output=html_text)

FAOSTAT. 2020. Base de datos sobre Alimentación y Agricultura. <http://www.fao.org/faostat/es/#data/> y <http://www.fao.org/faostat/es/#data/TM>

Fernández-Polanco J., Llorente I. 2019. Price transmission and market integration: Vertical and horizontal price linkages for gilthead seabream (*Sparus aurata*) in the Spanish market. *Aquaculture* 506: 470-474. <https://doi.org/10.1016/j.aquaculture.2019.03.052>

FIRA. 2015. Panorama Agroalimentario Azúcar 2015. Dirección de Investigación y Evaluación Económica y Sectorial. [https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/61947/Panorama\\_Agroalimentario\\_Azucar\\_2015.pdf](https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/61947/Panorama_Agroalimentario_Azucar_2015.pdf)

Fousekis P., Katrakilidis C., Trachanas E. 2016. Vertical price transmission in the US beef sector: Evidence from the nonlinear ARDL model. *Economic Modelling* 52 (2016) 499-506. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2015.09.030> 0264-9993/© 2015 Elsevier B.V. All rights reserved

Frey G., Manera M. 2007. ECONOMETRIC MODELS OF ASYMMETRIC PRICE TRANSMISSION. *JOURNAL OF ECONOMIC SURVEYS* Vol. 21, No. 2 Journal

compilation C 2007 Blackwell Publishing Ltd, 9600 Garsington Road, Oxford OX4 2DQ, UK and 350 Main Street, Malden, MA 02148, USA.

Galindo L. M., Catalán H. 2003. Los premios Nóbel de Economía 2003: Clive W. J. Granger y R. F. Engel. *Revista Economía*. UNAM. Núm. 321 pp.30-39

Ganneval S. 2016. Spatial price transmission on agricultural commodity markets under different volatility regimes. *Economic Modelling* 52(2016) 173-185 <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2014.11.027> 0264-9993/© 2014 Elsevier B.V. All rights reserved.

García C. L. M., Escalante S. R. 1997. La agroindustria azucarera de México en el marco de la apertura. *Comercio Exterior*.

Grabow C. 2018. Candy-Coated Cartel Time to Kill the U.S. Sugar Program. *Policy Analysis*. Copyright © 2018 Cato Institute. <https://www.cato.org/publications/policy-analysis/candy-coated-cartel-time-kill-us-sugar-program>

Greb F., Jamora N., Mengel C., Cramon-Taubadel S., Würriehausen N. 2012. Price Transmission from International to Domestic Markets. University of Göttingen. Department of Agricultural Economics and Rural Development. 15:1-48 <https://ageconsearch.umn.edu/record/137101>

Gujarati D. N., and Porter D. C. 2009. *Econometría*. Derechos reservados © 2010, respecto a la quinta edición en español por McGRAW-HILL/Interamericana Editores, S.A. DE C.V.

Imai K., Gaiha R., Thapa G. 2008. Transmission of World Commodity Prices to Domestic Commodity Prices in India and China. Brooks World Poverty Institute The University of Manchester Humanities Bridgeford Street Building Oxford Road Manchester M13 9PL United Kingdom. BWPI Working Paper 45. <http://ssrn.com/abstract=1265633>

INEGI. 2020. Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC). Base 2ª Quincena Julio 2018. <https://www.inegi.org.mx/programas/inpc/2018/>

ISO. 2020. The Sugar Market. International Sugar Organization. 1 Canada Square, Canary Wharf London, E14 5AA. <http://www.isosugar.org/sugarsector/sugar>

Knutson R.D., Westhoff P., and Sherwellc P. 2010. Trade Liberalizing Impacts of NAFTA in Sugar: Global Implications. *International Food and Agribusiness Management Review* Volume 13, Issue 4, 2010. [https://www.researchgate.net/publication/227366490\\_Trade\\_Liberalizing\\_Impacts\\_of\\_NAFTA\\_in\\_Sugar\\_Global\\_Implications](https://www.researchgate.net/publication/227366490_Trade_Liberalizing_Impacts_of_NAFTA_in_Sugar_Global_Implications)

Krugman P. R., Obstfeld M., Melitz M. J. 2012. *Economía internacional Teoría y política* 9ª ed. PEARSON EDUCACIÓN, S.A., Madrid, 2012.

<https://rodrigo.files.wordpress.com/2019/03/solucionario-de-economia-internacional-krugman.pdf>

Mundlak Y., Larson F. D. 1992. On the Transmission of World Agricultural Prices. THE WORLD BANK ECONOMIC REVIEW, VOL. 6, NO. 3 3 9-422. <https://academic.oup.com/wber/article-abstract/6/3/399/1638332?redirectedFrom=fulltext>

Murali P., Sendhil R., Prathap D. P., Venkatasubramanian V., Ram B.R. B. 2018. Decontrolling, Price Transmission and Market Integration of Sugar Sector in India vis-à-vis Global market – A cointegration Analysis. 30 Th International Conference of Agricultural Economists. [https://www.researchgate.net/publication/332093295\\_Decontrolling\\_Price\\_Transmission\\_and\\_Market\\_Integration\\_of\\_Sugar\\_Sector\\_in\\_India\\_vis-a-vis\\_Global\\_market\\_-\\_A\\_cointegration\\_Analysis?enrichId=rgreq-4a8c3826e1d6834ae72eb0be90427826-XXX&enrichSource=Y292ZXJQYWdIOzZmMjA5MzI5NTtBUzo3NDIwNzQzNzg5MDM1NTJAMTU1MzgzNTcyNzAzNg%3D%3D&el=1\\_x\\_2&\\_esc=publicationCoverPdf](https://www.researchgate.net/publication/332093295_Decontrolling_Price_Transmission_and_Market_Integration_of_Sugar_Sector_in_India_vis-a-vis_Global_market_-_A_cointegration_Analysis?enrichId=rgreq-4a8c3826e1d6834ae72eb0be90427826-XXX&enrichSource=Y292ZXJQYWdIOzZmMjA5MzI5NTtBUzo3NDIwNzQzNzg5MDM1NTJAMTU1MzgzNTcyNzAzNg%3D%3D&el=1_x_2&_esc=publicationCoverPdf)

Nigatu G., Badau F., Seeley R., Hansen J. 2020. Factors Contributing to Changes in Agricultural Commodity Prices and Trade for the United States and the World. Economic Research Service/USDA. ERR-272. <https://www.ers.usda.gov/webdocs/publications/95697/err-272.pdf?v=2766.1>

León M. J. 2010. Economía aplicada. Universidad Nacional del Callao Facultad de Ciencias Económicas. Callao - UNAC, 2010 - 236 p. [https://economia.unmsm.edu.pe/org/arch\\_doc/JLeonM/publ/Interiores\\_Economia\\_Aplicada.pdf](https://economia.unmsm.edu.pe/org/arch_doc/JLeonM/publ/Interiores_Economia_Aplicada.pdf)

OCDE-FAO. 2019. Perspectivas Agrícolas 2019-2028. OECD Publishing, París/Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO), Roma <https://doi.org/10.1787/7b2e8ba3-es>.

Robles M. 2011. Price transmission from international agricultural commodity markets to domestic food prices: Case studies in Asia and Latin America. Instituto de Investigación de Política Alimentaria, Washington, DC. [https://www.academia.edu/32512469/Price\\_transmission\\_from\\_international\\_agricultural\\_commodity\\_markets\\_to\\_domestic\\_food\\_prices\\_Case\\_studies\\_in\\_Asia\\_and\\_Latin\\_America](https://www.academia.edu/32512469/Price_transmission_from_international_agricultural_commodity_markets_to_domestic_food_prices_Case_studies_in_Asia_and_Latin_America)

Rendón O., H. 2003. Modelos de corrección de errores y cointegración: A propósito del Premio Nobel de Economía. Universidad Nacional de Colombia, Escuela de Economía, Medellín, Antioquía. Colombia. Ensayos de economía. Vol. 13 (23) pp. 141-148.

Rosales Á. R. A., Perdomo C. J. A., Morales T. C. A., Urrego M. J. A. 2010. FUNDAMENTOS DE ECONOMETRÍA INTERMEDIA: TEORÍA Y APLICACIONES. ©

2010, Universidad de los Andes–Facultad de Economía–Cede Calle 19 A No. 1-37, Bloque W Bogotá, D. C., Colombia.

Salvatore D. 2009. Microeconomía Cuarta edición. Derechos reservados © 2009 respecto de la segunda edición en español por McGRAW-HILL/INTERAMERICANA EDITORES, S.A. DE C.V. [https://www.academia.edu/37060018/Libro\\_Microeconomia\\_de\\_Dominick\\_Salvatore](https://www.academia.edu/37060018/Libro_Microeconomia_de_Dominick_Salvatore)

Samuelson P. A., Nordhaus W. D. 2000. Macroeconomía decimosexta edición. McGRAW-HILL/Interamericana de España, S.A. DE C.V. Madrid. [https://www.academia.edu/25410283/Econom%C3%ADa\\_Latinoam%C3%A9rica\\_19e\\_SAMUELSON](https://www.academia.edu/25410283/Econom%C3%ADa_Latinoam%C3%A9rica_19e_SAMUELSON)

Sántillan-Fernández. A., García C. L. R., Vásquez B. N., Santoyo C. V. H., Melgar M. M., Pereira W., Eliecer L. A. J., Merino G. A. 2017. Impacto de la sustitución del azúcar de caña por edulcorantes de alta intensidad en México. D.R. © Universidad Autónoma Chapingo km 38.5 carretera México-Texcoco, Chapingo, Texcoco, Estado de México, C.P. 56230.

SE. 2012. Análisis de la situación económica, tecnológica y de política comercial del sector edulcorantes en México. Dirección General de Industrias Básicas. [https://www.economia.gob.mx/files/comunidad\\_negocios/industria\\_comercio/Analisis\\_Sectorial\\_Mercado\\_Edulcorantes.pdf](https://www.economia.gob.mx/files/comunidad_negocios/industria_comercio/Analisis_Sectorial_Mercado_Edulcorantes.pdf)

SIAP. 2020. Avance de Siembras y Cosechas Resumen nacional por estado. [http://infosiap.siap.gob.mx:8080/agricola\\_siap\\_gobmx/AvanceNacionalCultivo.do](http://infosiap.siap.gob.mx:8080/agricola_siap_gobmx/AvanceNacionalCultivo.do)

SNIIM-SE. 2020. Mercados Nacionales Agrícolas. Azúcar. México, D.F. <http://www.economia-sniim.gob.mx/Azucar.asp>

Svatoš M., Maitah M., Belova A. 2013. World Sugar Market – Basic Development Trends and Tendencies. *Agris On-line Papers in Economics and Informatics* 5(2):73-88. <https://www.researchgate.net/publication/289791929>

Tien T. N., Ankamah-Yeboah I., Bronnmann J., Nielsen M., Roth E., Schulze-Ehlers B. 2020. Price transmission in the pangasius value chain from Vietnam to Germany. *Aquaculture Reports* 16:1-6. <https://doi.org/10.1016/j.aqrep.2019.100266>

Tom I. T. 2015. International Price Shocks Transmission: The Case of Rice in Togo. *Journal of Agricultural Science and Technology B* 5:441-450. <http://www.davidpublisher.org/Public/uploads/Contribute/57553af12ddf2.pdf>

World Bank e IMCO. 2007. Integración del mercado norteamericano del azúcar: implicaciones para los productores y consumidores mexicanos. Departamento de Desarrollo Sostenible Región de América Latina y el Caribe. [http://imco.org.mx/wp-content/uploads/2013/6/Competitividad\\_Azucar\\_08\\_\(Resumen\\_ejecutivo\).pdf](http://imco.org.mx/wp-content/uploads/2013/6/Competitividad_Azucar_08_(Resumen_ejecutivo).pdf)