



Universidad Autónoma Chapingo

DIVISIÓN DE CIENCIAS ECONÓMICO ADMINISTRATIVAS

DIRECCIÓN DE PROGRAMAS DE POSGRADO

**LA INTEGRACIÓN DE LOS MERCADOS AGRÍCOLAS
ENTRE MÉXICO Y ESTADOS UNIDOS: Pruebas
econométricas a través del análisis de cointegración.**

TESIS

Que como requisito parcial para obtener el grado de:

DOCTOR EN CIENCIAS EN ECONOMÍA AGRÍCOLA

PRESENTA:

Oscar Javier Galindo Tijerina.



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

Chapingo, México, Noviembre de 2004

LA INTEGRACIÓN DE LOS MERCADOS AGRÍCOLAS ENTRE MÉXICO Y LOS ESTADOS UNIDOS: Pruebas Econométricas a través del Análisis de Cointegración.

Tesis realizada por **Oscar Javier Galindo Tijerina**, bajo la dirección del Comité Asesor indicado, aprobada por el mismo y aceptada como requisito parcial para obtener el grado de

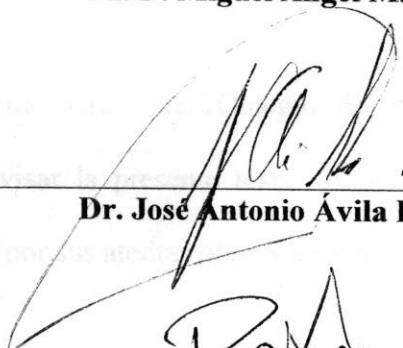
DOCTOR EN CIENCIAS EN ECONOMÍA AGRÍCOLA

Director



Ph. D. Miguel Ángel Martínez Damián

Asesor



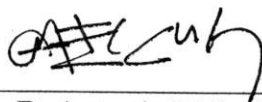
Dr. José Antonio Ávila Dorantes

Asesor



Dr. Ramón Valdivia Alcalá

Lector Externo



Ph. D. Antonio Kido Cruz

Agradecimientos:

Al Dr. Miguel Ángel Martínez Damián, por su constante estímulo y orientación a lo largo de varios años. Sin éstos, no hubiera sido posible la culminación del trabajo de tesis.

Al Dr. José Antonio Ávila Dorantes, por sus acertados comentarios y observaciones y su amistad de muchos años.

Al Dr. Ramón Valdivia Alcalá, por su constante interés y estímulo a mi trabajo y por su apoyo en toda clase de trámites.

Al Dr. Antonio Kido Cruz, del Colegio de Postgraduados de Montecillos, por su disposición para revisar la presente tesis, como Lector Externo, en momentos de gran escasez de tiempo y por sus atentas observaciones.

Al Concejo Nacional de Ciencia y Tecnología, por su generoso apoyo a través de la beca de postgrado, sin la cual hubiera sido imposible mi paso por el Doctorado en Economía Agrícola.

A la DICEA y a la Universidad Autónoma Chapingo, que son las instituciones en las cuales se ha fraguado mi formación científica y humanística.

Dedicatoria:

A la memoria de mis padres, Rebeca y Gabriel

Datos Biográficos.

El autor de esta tesis nació en la Cd. de Nueva Rosita, en el estado de Coahuila, el 14 de Julio de 1951, en el seno de una modesta familia, por lo tanto, sus metas educativas solo pudieron ser alcanzadas a través de la Educación Pública, desde la escuela primaria, hasta la Universidad. En 1976 egresó de la Carrera de Ingeniero Agrónomo Especialista en Economía Agrícola, para dedicarse al desempeño profesional en diversas dependencias, como la Comisión Nacional de Fruticultura, en varios estados del país y la docencia en la Universidad Autónoma de Chihuahua, La Universidad Nacional Autónoma de México y la Dirección General de Educación Tecnológica Agropecuaria de la Secretaría de Educación Pública, en las cuales desempeñó también diversos cargos. Ha laborado también para el sector social del campo, administrando Unidades de producción en los Estados de Veracruz y Zacatecas. En 1988 en el Programa de Economía del Desarrollo Rural de la UACH obtuvo el grado de Maestro en Ciencias. En 1991 culminó sus estudios de Doctorado en Economía Agrícola en la UACH. Ese año, ingresó mediante concurso de oposición a la planta de profesores e investigadores de la División de Ciencias Económico Administrativas de la UACH, dónde ha impartido las Cátedras de Matemáticas para Economistas, en el Programa de Maestría, y Álgebra Lineal, Análisis Matemático y Econometría I y II al nivel de Licenciatura, además ha ocupado diversos cargos en esta institución como Jefe del Área de Métodos Cuantitativos, subdirector Académico y Director General Interino de la DICEA en 2 ocasiones. Actualmente se desempeña como Coordinador de la Licenciatura en Economía Agrícola.

RESUMEN.

LA INTEGRACIÓN DE LOS MERCADOS AGRÍCOLAS ENTRE MÉXICO Y LOS ESTADOS UNIDOS: Pruebas Econométricas a través del Análisis de Cointegración

Oscar Javier Galindo Tijerina

Bajo la dirección del Ph. D. Miguel Ángel Martínez Damián

En este trabajo se prueba la vigencia de la Ley de Un solo Precio (LOP) entre productos agrícolas de EEUU y de México, protegidos y no protegidos en el Marco del TLC, así como vigencia de la teoría de la Paridad del Poder de Compra (PPP), haciendo uso para ello de la Teoría de la Cointegración de Series de Tiempo econométricas. Los resultados muestran que en todas las series estudiadas, la ley (LOP) se ve contrarrestada por otros factores. No obstante, se observa un proceso de integración creciente de los mercados de los productos analizados. En relación a la Teoría PPP, se encontró evidencia de su vigencia, concluyéndose que el Tipo de Cambio tiende a ajustarse ante las variaciones del diferencial de inflación México / Estados Unidos.

PALABRAS CLAVE: Ley de Un Solo Precio, Paridad del Poder de Compra, Cointegración.

ABSTRACT

THE INTEGRATION OF AGRICULTURAL MARKETS BETWEEN MÉXICO AND THE UNITED STATES OF AMERICA: Econometric tests through Cointegration analysis

Oscar Javier Galindo Tijerina

Under the direction of Miguel Angel Martinez Damián, Ph. D.

This research tests the validity of the Law of One Price (LOP) in both protected and non-protected commodities between the United States of America and Mexico within the framework of NAFTA as well as the validity of Purchasing Power Parity (PPP), using the Theory of Cointegration of Econometric Time Series. The outcomes show that LOP was counteracted by other factors. In spite of this, growing integration process among analysed markets can be observed. Regarding the PPP Theory, evidence was found to support its rule, leading to the conclusion that the Exchange Rate tends to adjust to variations in the inflation differential between Mexico and the United States of America.

Key words: Law of One Price, Purchasing Power Parity, Cointegration.

INDICE GENERAL

PORTADA	i
FIRMAS COMITÉ ASESOR	ii
AGRADECIMIENTOS	iv
DEDICATORIA	v
DATOS BIOGRÁFICOS	vi
RESUMEN	vii
ABSTRACT	viii
INDICE GENERAL	ix
INDICE DE CUADROS	x
INDICE DE FIGURAS	xii
CAPITULO I: INTRODUCCIÓN	1
1.1 El Problema a investigar	1
1.2 Objetivos e Hipótesis	3
1.3 Métodos y Materiales	4
1.4 Limitaciones del Estudio	4
CAPITULO II: MARCO TEÓRICO ECONÓMICO	6
2.1 Teoría del Precio Único	6
2.2 La Teoría de la Paridad del poder de Compra	7
2.3 El "Arbitraje" y la Ley del precio Único	11
CAPITULO III: MARCO METODOLÓGICO	12
3.1 La Prueba convencional de la Ley de Un solo Precio.	12
3.2 Estacionaridad de una serie de tiempo	13
3.3 Caminata aleatoria y procesos no estacionarios.	14
3.4 Formas de detección de Estacionaridad de las series y la Raíz Unitaria	17
3.5 Prueba de Dickey-Fuller (DF) de Raíz Unitaria	20
3.6 Regresión Espuria	22
3.7 Cointegración	24
3.8 Pruebas de Cointegración	26
3.9 Procedimiento metodológico de la investigación.	27
CAPITULO IV: POLITICAS ECONÓMICAS DE MEXICO Y DE EEUU RELACIONADAS CON EL TEMA DE INVESTIGACIÓN	30
4.1 México	30
4.2 Estados Unidos	42
CAPITULO V: RESULTADOS	46
5.1 Maíz Blanco en el DF y en EEUU	48
5.2 Maíz Blanco en Monterrey y en EEUU	58
5.3 Paridad del Poder de Compra	75
5.4 Resumen de Resultados	82
CAPITULO VI: CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES	89
BIBLIOGRAFIA	91
A1: APENDICE 1. ARROZ MORELOS EN MÉXICO Y EN EEUU	95
A2: APENDICE 2. ARROZ SINALOA EN MÉXICO Y EN EEUU	119
A3: APENDICE 3. FRIJOL EN MÉXICO Y EN EEUU	146
A4: APENDICE 4. INFORMACIÓN DE PRECIOS DE MAÍZ Y TIPO DE CAMBIO EN MÉXICO Y EN EEUU	168

INDICE DE CUADROS

Cuadro 4.1-1. Principales medidas de Política Agrícola en México a mediados de los ochenta.	33
Cuadro 4.1-2 Principales medidas de Política Agrícola en México en 1995.	34
Cuadro 5.1.1-1 Prueba de estacionaridad a Precios de Maíz Blanco en el DF.	51
Cuadro 5.1.1-2 Prueba ADF a Primera Diferencia Precios de Maíz en DF.	52
Cuadro 5.1.1-3 Prueba ADF a Primera Diferencia Precios de Maíz en EEUU.	53
Cuadro 5.1.1-4 Prueba ADF a Primera Diferencia Precios de Maíz en EEUU.	53
Cuadro 5.1.1-5 Prueba ADF a Residuales de Modelo de Cointegración.	54
Cuadro 5.1.1-6 Modelo de Cointegración.	55
Cuadro 5.1.1-7 Prueba de Hipótesis de que $B1=1$.	57
Cuadro 5.2-1 Prueba ADF a Log Precios de Maíz en Monterrey.	59
Cuadro 5.2-2 Prueba ADF a Primera Dif a Log Precios de Maíz en Monterrey.	60
Cuadro 5.2-3 Prueba ADF a Log Precios de Maíz en EEUU	61
Cuadro 5.2-4 Prueba ADF a Primera Diferencia a Log Precios de Maíz en EEUU.	61
Cuadro 5.2-5 Prueba ADF a Residuales de Modelo de Cointegración.	62
Cuadro 5.2-6 Parámetros estimados.	63
Cuadro 5.2-7 Prueba de Hipótesis $B1=1$	63
Cuadro 5.2.2-1 Prueba ADF a Log Precios de Maíz en Monterrey.	65
Cuadro 5.2.2-2 Prueba ADF a Log de Precios de Maíz en EEUU.	66
Cuadro 5.2.2-3 Prueba ADF a Primera Diferencia a Log Precios de Maíz EEUU.	66
Cuadro 5.2.2-4 Modelo de Cointegración.	67
Cuadro 5.2.3-1 Prueba ADF a Log Precios de Maíz en Monterrey.	69
Cuadro 5.2.3-2 Prueba ADF a Primera Diferencia a Log Precios de Maíz en Monterrey.	70
Cuadro 5.2.3-3 Prueba ADF a Log Precios de Maíz en EEUU.	70
Cuadro 5.2.3-4 Prueba ADF a Primera Diferencia a Log Precios de Maíz EEUU.	71
Cuadro 5.2.3-5 Prueba ADF a Residuales de Modelos Cointegración.	72
Cuadro 5.2.3-6 Modelo de Cointegración.	73
Cuadro 5.2.3-7 Prueba de Hipótesis de que $B1=1$	74
Cuadro 5.3-1 Estacionaridad del Tipo de Cambio	77
Cuadro 5.3-2 Estacionaridad de la Primera Diferencia del Tipo de Cambio	77
Cuadro 5.3-3 Estacionaridad del Diferencial de Inflación	78
Cuadro 5.3-4 Estacionaridad de la Primera Diferencia del Diferencial de Inflación	79
Cuadro 5.3-5 Estacionaridad de los Residuales del Modelo de Cointegración	79
Cuadro 5.3-6 Modelo de Cointegración entre el Diferencial de Inflación y el Tipo de Cambio.	80
Cuadro 5.3-7 Prueba de que $B1=1$.	81
Cuadro 5.4-1 Cointegración de los Precios del Arroz en México y en Estados Unidos.	85
Cuadro 5.4-2 Cointegración de los Precios del Maíz en México y en Estados Unidos.	86
Cuadro 5.4-3 Cointegración de los Precios del Frijol pinto en México y en Estados Unidos.	87
Cuadro 5.4-4 Cointegración de los Precios del Arroz, Maíz y Frijol en México y en Estados Unidos	88

Cuadro A.1.1.1-1 Prueba ADF de Log Precio Morelos DF.	96
Cuadro A.1.1.1-2 Prueba ADF de Primera Diferencia de Log Precio Morelos DF.	97
Cuadro A.1.1.1-3 Prueba ADF de Log Precio en EEUU y en México.	98
Cuadro A.1.1.1-4 Prueba ADF de Primera Diferencia de Log Precio Morelos DF.	98
Cuadro A.1.1.1-5 Prueba de Estacionaridad de Residuales.	99
Cuadro A.1.1.1-6 Modelo de Cointegración Morelos VS EEUU.	100
Cuadro A.1.1.1-7 Precios Arroz Morelos DF y EEUU 1990-2001.	101
Cuadro A.1.1.2-1 Prueba ADF de Log Precio Morelos DF.	105
Cuadro A.1.1.2-2 Prueba ADF de Primera Diferencia de Log Precio Morelos DF.	106
Cuadro A.1.1.2-3 Prueba ADF de Log Precio EEUU en México.	106
Cuadro A.1.1.2-4 Prueba ADF de Primera Diferencia de Log Precio Morelos DF.	107
Cuadro A.1.1.2-5 Prueba de Estacionaridad de Residuales.	107
Cuadro A.1.1.2-6 Modelo de Cointegración Morelos VS EEUU.	108
Cuadro A.1.1.2-7 Precios Arroz Morelos DF y EEUU 1990-1993.	109
Cuadro A.1.1.3-1 Prueba ADF de Log Precio Morelos DF.	110
Cuadro A.1.1.3-2 Prueba ADF de Primera Diferencia de Log Precio Morelos DF.	112
Cuadro A.1.1.3-3 Prueba ADF de Log Precio EEUU en México.	113
Cuadro A.1.1.3-4 Prueba ADF de Primera Diferencia de Log Precio de EEUU.	113
Cuadro A.1.1.3-5 Prueba de Estacionaridad de Residuales.	114
Cuadro A.1.1.3-6 Modelo de Cointegración Morelos VS EEUU.	115
Cuadro A.1.1.3-7 Precios Arroz Morelos DF y de EEUU 1994-2001.	116
Cuadro A2.1-1 Prueba ADF de Log Precio Sinaloa en el DF.	121
Cuadro A2.1-2 Prueba ADF a Primera Diferencia a Log Precio Sinaloa en DF.	121
Cuadro A2.1-3 Prueba ADF de Log de Precio EEUU en México.	122
Cuadro A2.1-4 Prueba ADF de Primera Diferencia de Log de Precio EEUU.	122
Cuadro A2.1-5 Prueba de Raíz Unitaria de los Residuales del Modelo de Cointegración	123
Cuadro A2.1-6 Modelo de Cointegración Sinaloa en DF y EEUU.	124
Cuadro A2.1-7 Prueba de que $B1=1$	125
Cuadro A2.1-8 Datos Arroz Sinaloa y EEUU 1991-2001.	126
Cuadro A2.2-1 Prueba ADF de Log Precio Sinaloa en el DF.	130
Cuadro A2.2-2 Prueba ADF de Primera Diferencia de Log Precio Sinaloa en DF.	131
Cuadro A2.2-3 Prueba ADF de Segunda Diferencia de Log Precio Sinaloa en DF.	131
Cuadro A2.2-4 Prueba ADF de Log Precio USA en México.	132
Cuadro A2.2-5 prueba ADF de Primera Diferencia de Log Precio EEUU.	133
Cuadro A2.2-6 Prueba ADF de Segunda Diferencia de Log Precio EEUU.	133
Cuadro A2.2-7 Prueba de Estacionaridad de Residuales.	134
Cuadro A2.2-8 Modelo de Cointegración Sinaloa en DF VS EEUU.	135
Cuadro A2.2-9 Datos Arroz Sinaloa y EEUU 1991-1993.	136
Cuadro A2.3-1 Prueba ADF de Log Precio Sinaloa en el DF.	138
Cuadro A2.3-2 Prueba ADF de Primera Diferencia de Log Precio Sinaloa en el DF.	139
Cuadro A2.3-3 Prueba ADF de Log Precio EEUU en México.	140
Cuadro A2.3-4 Prueba ADF a Primera Diferencia de Log Precio EEUU.	140
Cuadro A2.3-5 Prueba de Estacionaridad de Residuales.	141
Cuadro A2.3-6 Modelo de Cointegración Sinaloa en DF VS EEUU.	142
Cuadro A2.3-7 Prueba de que $B1=1$	142

Cuadro A2.3-8 Datos Arroz Sinaloa y EEUU 1994-2001.	143
Cuadro A3.1-1 Prueba ADF a Precios del Frijol en el DF.	147
Cuadro A3.1-2 Prueba ADF a Precios del Frijol en EEUU.	148
Cuadro A3.1-3 Prueba ADF a Residuales de Modelo Cointegración.	149
Cuadro A3.1-4 Modelo de Cointegración.	150
Cuadro A3.1-5 Prueba de que $B1=1$.	151
Cuadro A3.1-6 Precios del Frijol Pinto en el DF y en EEUU 1996-2001.	151
Cuadro A3.2-1 Prueba ADF a Precios del Frijol en Monterrey	154
Cuadro A3.2-2 Prueba ADF a Residuales de Modelo de Cointegración.	155
Cuadro A3.2-3 Modelo de Cointegración.	156
Cuadro A3.2-4 Prueba de que $B1=1$.	157
Cuadro A3.2-5 Precios del Frijol Pinto en Monterrey y en EEUU 1996-2001.	158
Cuadro A3.3-1 Prueba ADF a Precios del Frijol en Guadalajara.	161
Cuadro A3.3-2 Prueba ADF Residuales de Modelo Cointegración.	162
Cuadro A3.3-3 Modelo de Cointegración.	163
Cuadro A3.3-5 Prueba de que $B1=1$.	164
Cuadro A3.3-6 Precios de Frijol Pinto en Guadalajara y en EEUU.	165
Cuadro A4-1 Precios del Maíz Blanco en el DF y del Maíz Amarillo en EEUU de junio de 1990 a diciembre de 1996.	169
Cuadro A4-2 Precios del Maíz Blanco en Monterrey y del Maíz Amarillo en EEUU de junio 1990 a diciembre de 2001.	171
Cuadro A4-3 Precios del Maíz en Monterrey, México y en EEUU 1990-1993	174
Cuadro A4-4 Precios del Maíz en Monterrey, México y en EEUU 1994-2001	175
Cuadro A4-5 Tipo de Cambio (\$/dl) y Relación de Precios México-EEUU 1990- 2001	177

INDICE DE FIGURAS

Figura 5.1.1-1 Precios Maíz DF y EEUU de junio de 1990 a diciembre de 1996	56
Figura 5.2-1 Precios de Maíz Monterrey y EEUU de junio de 1990 a diciembre de 2001	64
Figura 5.2.2-1: Precios del Maíz en Monterrey y EEUU 1990-1993	68
Figura 5.2.3-1: Precios del Maíz Monterrey México y en EEUU 1994-2001	74
Figura 5.3-1: Tipo de Cambio (\$/dl) y Relación de Precios México-EEUU 1990- 2001	82
Figura A1-1 Arroz Morelos DF y EEUU 1990-2001.	104
Figura A1.1.2-2 Arroz Morelos DF y EEUU 1990-1993.	112
Figura A1-3 Arroz Morelos DF y EEUU 1994-2001.	119
Figura A2.1-1 Arroz Sinaloa y EEU 1991-2001.	129
Figura A2.2-1 Datos Arroz Sinaloa y EEUU 1991-1993.	139
Figura A2.3-1 Arroz Sinaloa y EEUU 1994-2001.	146
Figura A3.1-1 Precios Frijol Pinto DF y EEUU 1996-2001.	154
Figura A3.2-1 Precios Frijol pinto Monterrey y EEUU 1996-2001.	161
Figura A3-3 Precios Frijol Pinto Guadalajara y EEUU 1996-2001.	168

CAPÍTULO I: INTRODUCCIÓN

1.1 El Problema a Investigar.

1.1.1 Justificación.

Antes del anuncio en 1991 de un posible Tratado de Libre Comercio entre México, Estado Unidos y Canadá, el tema de la influencia de los precios Estadounidenses en los precios del lado Mexicano, en el sector agrícola, en particular los sujetos a controles gubernamentales, reflejaba sólo el interés académico por elaborar modelos sofisticados, ya que la idea dominante era la de la desconexión de los mercados agrícolas. Después de ese año, transformados en hechos los planteamientos de concertar un Tratado de Libre Comercio entre México, Estados Unidos y Canadá (TLCAN), el tema de la integración de los mercados, además de ser un tema académico, forma parte de un grupo de acuciantes e importantes interrogantes prácticas del mexicano común y corriente, incluido desde luego, el productor agrícola; se ha convertido también en un problema de interés para el Estado, por las repercusiones económicas, sociales y políticas. Para la DICEA y en particular para el programa de Doctorado en Economía Agrícola, aclarar estos temas es una de sus tareas sustantivas y su razón de ser.

1.1.2. Planteamiento del problema a investigar.

Generalmente se ha supuesto que los precios nacionales de los productos agrícolas siguen, por lo menos en el largo plazo, las tendencias de los precios internacionales, aunque ese supuesto no se ha apuntalado mediante evidencia empírica. Tales son los casos de Ramírez R., J. (1993), y Vega V., D., (1990). Excepción de ello son los

estudios elaborados por Rodríguez, G. Gonzalo, (1979), y Martínez D., M., y Vázquez O., R., (1995). Si bien hay que advertir que se trata de dos trabajos que abarcan períodos diferentes, además de no coincidir en enfoques metodológicos. En estos últimos casos, a diferencia de los anteriormente señalados, se ha analizado directamente información empírica de precios nacionales y de EEUU.

El período que abarca el primer trabajo, es de 1960 a 1975, mediante datos anuales (16 observaciones). El segundo trabajo, incluye el período de 1986 a 1992, con observaciones mensuales (84 observaciones). Mientras que en el primero se analiza sólo la relación temporal entre las variables, en el segundo se analiza el comportamiento intertemporal.

El primer trabajo investiga la relación entre los precios internacionales y los de garantía de aquellos tiempos y concluye que sólo en el largo plazo se observan tendencias similares entre ellos. El segundo, concluye que conforme a la evidencia empírica hasta 1992, y en el marco de la metodología empleada (Causalidad de Granger), los precios agrícolas de EEUU no causan en el sentido de Granger los precios nacionales. Por otra parte ambos estudios fueron realizados antes de 1994, año en que además del anuncio del TLCAN, se firmó el tratado y fue puesto en práctica.

Es necesario, además de revisar esas conclusiones, a la luz de los nuevos datos producto de la experiencia del TLCAN, ampliarlas bajo el enfoque de *cointegración*. Así, los problemas que la presente investigación aborda son los siguientes: ¿Ha integrado el TLCAN los mercados de los productos agrícolas entre México y los EEUU? ¿Existe alguna diferencia en este aspecto entre los productos de

liberalización acelerada y los de liberalización lenta¹? Y, a un nivel más general, ¿Están integrados los precios de México y de los EEUU?

1.2. Objetivos e Hipótesis.

El objetivo central de la presente investigación es verificar, con base a la evidencia empírica existente las siguientes hipótesis:

1ª El mercado mexicano y el estadounidense son independientes hasta 1993 en los productos: maíz, frijol y arroz.

La elección de los productos no es arbitraria, se basa en los siguientes criterios a) su peso económico y social en el campo mexicano (Calva, J.L. 1985), y b) los primeros dos, maíz y frijol, siguen protegidos con cuotas y aranceles por un período hasta de 15 años, mientras que el segundo fue liberado, por lo menos en cuanto a cuotas y aranceles².

2ª Las políticas de apertura de mercados se hacen efectivas, integrando los mercados correspondientes, después de 1994, para el caso del arroz que es un producto liberalizado.

¹ Llamamos productos de liberalización lenta a aquellos que, en el marco del TLCAN, se desgravarían en un período de 15 años. Por contrapartida, los de liberalización acelerada son aquellos que fueron inmediatamente desgravados o lo hicieron en plazos de 2 a 5 años.

² Un producto puede protegerse por otras vías, por ejemplo, mediante barreras sanitarias o mediante subvaluación del tipo de cambio.

3ª Las políticas comerciales de los productos protegidos en el marco del TLCAN, el maíz y el frijol, son efectivas, es decir, imposibilitan la cointegración de los precios mexicanos respecto a los estadounidenses.

4ª mas general, los precios nacionales, y los de los EEUU, mediados por el tipo de cambio y medidos como índices, están integrados. Es decir, la teoría de la paridad del poder de compra está vigente entre la economía mexicana y la estadounidense.

1.3. Métodos y Materiales.

En la presente investigación se recurre explícitamente al método denominado *cointegración*, conforme lo expuesto, por Goodwin, B. (1992), Engle, R. y Granger, C. (1993) y será expuesta en el marco metodológico.

Las fuentes de información son las bases de datos de precios mensuales al mayoreo del USDA y del SNIIM para los períodos de 1990 al 2001.

El software que se empleará esta contenido en los paquetes S.A.S. (Statistical Analysis System), S.P.S.S (Statistical Package for Social Sciencies).

1.4 Limitaciones del estudio.

El presente estudio se reduce a tres productos debido a limitaciones por disponibilidad de información. La estadística de EEUU es prolija en casi todos los productos, pero en el caso del frijol hay limitaciones pues el volumen de variedades que manejan es inferior al mexicano y los datos antes de 1996 no se encuentran. En el caso de los datos de México, el Sistema Nacional de Investigación e Integración de Mercados (SNIIM) es aún una entidad cuyas estadísticas están en proceso de consolidación. Las series de datos de precios de maíz, por ejemplo, en 1996 no se

han publicado, lo que hace discontinua la serie e impide la homogeneidad del estudio en relación por ejemplo al arroz, del cual se dispone de series continuas. El estudio abarca solo hasta el año de 2001, debido a que la información que se maneja fue recolectada a inicios del 2002, y podrá ser complementado por estudios posteriores.

CAPÍTULO II: MARCO TEÓRICO ECONÓMICO.

2.1 La Teoría del Precio Único.

El tema que se investiga en este trabajo, la integración de los mercados agrícolas de México y de Estados Unidos, está enmarcado en el supuesto de que en un mercado integrado, prevalece un solo precio (Barro, R., 1986; Sachs J. y Larraín, J. Y., 1994). A esto se le ha llamado en la historia del pensamiento económico, Ley de un solo precio (LOP)³ por sus siglas en inglés.

El origen de esta teoría se remonta a la 'Escuela de Salamanca', en la España del siglo XVI. Pero fue hasta comienzos del siglo XX, en su segunda década, en que el Sueco Gustav Cassel, (1918) en su obra, 'Abnormal Deviations from International Exchanges', generó y popularizó el concepto de 'Paridad del poder de Compra' PPP⁴ por sus siglas en inglés, que la LOP volvió a la discusión teórica.

El fundamento del concepto de Paridad del Poder de Compra (PPP), es la Ley de un Solo Precio (LOP). De acuerdo con Dornbusch, R. (1988), si se intercambian libremente los bienes entre los países, en el mercado doméstico y en el externo, los precios deben ser iguales. De manera semejante, Krugman, P (1995), establece que, "en los mercados competitivos, en los que no se consideran los costos del transporte, ni existen barreras oficiales al comercio, tales como los aranceles, los productos idénticos vendidos en diferentes países deben tener el mismo precio, cuando éste venga expresado en términos de la misma moneda".

³ Low Of One Price.

⁴ Purchasing Power Parity.

La primera dificultad de esta ley es que las mercancías se venden en cada país a precios expresados en diferente denominación o moneda, por lo que hay que considerar el tipo de cambio.

Sea E_t el tipo de cambio nominal, P_t^i el precio doméstico del bien i y P_t^{i*} su precio en moneda extranjera. Así la 'ley del precio único', para un producto específico i , puede expresarse:

$$P_t^i = E_t P_t^{i*} \quad (2.1)$$

2.2 La Teoría de la Paridad del Poder de Compra.

La doctrina de la Paridad del Poder de Compra trata de extender la 'ley de un solo precio', que se refiere a productos individuales, en el campo de la Microeconomía, a una 'canasta' de productos, que determina el nivel de precios de la economía, en el nivel de la Macroeconomía.

Sea P_t el nivel de precios doméstico y P_t^* el nivel de precios de otro país. En este caso la ley de un solo precio implica que:

$$P_t = E_t P_t^* \quad (2.2)$$

La manipulación de esta expresión implica:

$$E_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (2.3)$$

Esta expresión ha dado origen a la llamada Teoría de la Paridad del Poder de Compra, que pretende explicar los movimientos del Tipo de Cambio, E_t , como un ajuste en el mercado de divisas para mantener la paridad de los precios

internacionales (P_t^*) y los domésticos (P_t), cuando aquellos se expresan en moneda nacional:

$$P_t = E_t P_t^*$$

En forma logarítmica:

$$\ln(P_t) = \ln(E_t) + \ln(P_t^*) \quad (2.4)$$

Lo anterior puede expresarse en términos de tasas de crecimiento:

Para ello, hay que establecer que si r denota la tasa de crecimiento de una variable y que depende del tiempo t :

$$y = f(t) \quad (2.5)$$

La tasa de crecimiento de y , puede expresarse:

$$r = f'(t)/f(t)$$

$$\text{Donde } f'(t) \text{ denota la derivada de } f \text{ respecto a } t \quad (2.6)$$

Una forma alternativa de expresar la tasa de crecimiento de la función f en términos logarítmicos es:

$$r = \frac{d}{dt} \ln(y_t) \quad (2.7)$$

Como en (2.4): $\ln(P_t) = \ln(E_t) + \ln(P_t^*)$, derivando respecto a t :

$$\frac{d}{dt} \ln(P_t) = \frac{d}{dt} \ln(E_t) + \frac{d}{dt} \ln(P_t^*) \quad (2.8)$$

y considerando que la derivada del logaritmo de una variable respecto al tiempo es su tasa de crecimiento, el resultado (2.8) puede interpretarse de la siguiente manera:

En equilibrio, la tasa de crecimiento de los precios domésticos es la suma de las tasas de crecimiento del tipo de cambio y de los precios del país extranjero:

$$r_P = r_E + r_{P^*} \quad (2.9)$$

De manera alternativa, de (2.9) se desprende:

$$r_E = r_P - r_{P^*} \quad (2.10)$$

La expresión anterior se interpreta así;

Los movimientos de la tasa de cambio o su tasa de crecimiento, ajustan el diferencial de la inflación doméstica (r_P) e internacional (r_{P^*}), que es la llamada Teoría de la Paridad del Poder de Compra.

2.2.1 Los Supuestos de la Teoría PPP

Al emplearse en el análisis macroeconómico y en la economía internacional, los *supuestos* que deben considerarse, en relación a la teoría PPP (Sachs y Larraín, 1994) son:

- 1) Ausencia de 'barreras naturales' al intercambio. Ello quiere decir que no hay costos de transporte, ni costos de aseguramiento.
- 2) Ausencia de 'barreras artificiales' tales como aranceles y cuotas.
- 3) Todos los productos pueden comercializarse en el mercado externo.
- 4) Las 'canastas' local y la del país extranjero contienen los mismos productos con las mismas ponderaciones.

Otros supuestas que han sido señaladas en la teoría de la economía internacional, como en Krugman, P. (1994), Chacholiades, M. (1992):

- 5) Los bienes son homogéneos, es decir, son sustitutos perfectos y no están diferenciados.

6) El país en cuestión es un 'país pequeño', es decir un tomador de precios en el mercado mundial.

7) El tipo de cambio real debe permanecer estable. Según Krugman, P. (1994), el tipo de cambio real puede ser volátil en el corto plazo, pero es estable en el largo plazo.

Se sabe que las condiciones o supuestos arriba expresados, no se cumplen exactamente, porque tienen un valor metodológico en el conocimiento y comparte esta situación con todas las teorías. La teoría es una simplificación de la realidad que considera solo los aspectos esenciales de la misma.

Una variante de la teoría PPP, menos restrictiva, acepta una desviación del índice local de precios respecto del índice extranjero multiplicado por el tipo de cambio, debido a barreras 'naturales' y 'artificiales', tales como transporte, seguros, aranceles y cuotas. Sostiene que si estas barreras son estables a lo largo del tiempo y se denota con k , *los cambios porcentuales en P deben ser aproximadamente iguales a los cambios en EP^* :*

La expresión (2.2) quedaría:

$$P_t = K + E_t P_t^* \quad (2.11)$$

donde K es una constante.

La expresión (2.2), en forma logarítmica, queda:

$$\ln(P_t) = \ln(E_t P_t^*) \quad (2.12)$$

Agregando los factores constantes de transporte, etc., ya indicados, lo que se denota con d , se transforma en:

$$\ln(P_t) = d + \ln(E_t P_t^*) \quad (2.13)$$

La expresión (2.13) será la forma que se empleará para llevar a cabo las pruebas de cointegración que haremos mas adelante, aplicada a mercancía particulares para ver la vigencia de la LOP, como son el maíz, el frijol y el arroz, y también para probar la Teoría de la Paridad del Poder de Compra.

Existen factores que obstaculizan la ley PPP, por ejemplo, hay muchos bienes que no se comercializan entre los dos países (*'no transables' o 'no comercializables'*, en la jerga económica), y las proporciones de cada bien en las canastas de cada país son diferentes, además de que los bienes no son sustitutos perfectos, haciendo que los índices de precios de los dos países no evolucionan exactamente como lo plantea la ecuación (2.13), que es la versión menos restrictiva de la LOP. El valor metodológico de las pruebas de cointegración reside en que es una herramienta para ponderar si estas diferencias cuantitativas se traducen en diferencias cualitativas que impliquen no uno, sino dos precios diferentes, es decir la existencia de mercados no integrados.

2.3 El 'Arbitrage' y la Ley del Precio Único.

La LOP, en el marco de la presente investigación puede formularse a la manera en que lo hace Baffes (1991), de que el movimiento de productos desde el mercado de bajos precios hacia el de altos precios, llamado *'arbitrage'* en la Teoría económica, *en ausencia de imperfecciones de mercado*, continúa hasta que se igualen los precios. Todo ello en el marco de los 6 supuestos descritos anteriormente.

La LOP se expresa a través de términos paralelos, tales como *'precio de paridad de importación'* (Monke, A. y Pearson, L., 1989) y los *'precios de indiferencia'* en el mercado interno.

CAPÍTULO III: MARCO METODOLÓGICO.

3.1 La prueba convencional de la Ley de un Solo Precio.

Hasta la década de los ochenta, los economistas probaban la ‘ley de precio único’ mediante el procedimiento econométrico estándar de Mínimos Cuadrados Ordinario (MCO) o Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) (Isard, 1995):

3.1.1 La Estimación de MCO.

El modelo empleado para este propósito es el modelo PPP absoluto en la forma logarítmica, empleado por Ramírez y Kahn (1999):

$$S_t = \beta_0 + \beta_1 \ln\left(\frac{P_t}{P_t^*}\right) + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Dónde: s_t es el logaritmo natural de la tasa de cambio y p_t^* y p_t son los índices de precios del país extranjero y domésticos, respectivamente. β_1 es el porcentaje en que varía la tasa de cambio cuando aumenta 1 % el diferencial de inflación entre los países.

Para que se acepte la teoría de la PPP se requiere que $\beta_1 = 1$, es decir que un cambio en el diferencial de inflación de 1%, se refleja en un cambio de 1% en la tasa de cambio. Pero, además, suponiendo que mediante MCO se encuentre un valor aproximadamente igual a uno, puede demostrarse siguiendo a Granger y Newbold (1974) que ese resultado es espurio si S_t y de $\left(\frac{P_t}{P_t^*}\right)$ son series de tiempo no estacionarias.

Además, si una serie de tiempo es no estacionaria, se puede estudiar su comportamiento solo para el período de tiempo que abarca la serie; es decir cada conjunto de datos de series de tiempo será un *episodio particular*. Como consecuencia, no es posible generalizar sus resultados para otros períodos de tiempo, es decir, no es posible la pronosticación (Gujarati, 1992). Por ello para propósito de pronosticación, las series de tiempo no estacionarias son de poco interés práctico.

De acuerdo a Granger y Newbold (1974), y a Phillips (1988), las regresiones espurias tienden a tener estadísticos altos o inflados, como por ejemplo altos R^2 , F, o t. Pero esos análisis tienen poca confiabilidad debido a que provienen de metodologías que violan sus propias bases o supuestos. Específicamente se viola el supuesto de estacionaridad, es decir, que los datos de las variables del modelo no presenten tendencia en el tiempo y de que su varianza sea constante y sus covarianzas internas nulas. De acuerdo con Granger y Newbold (1974) y con Engle y Granger (1987), las regresiones que emplean variables no estacionarias en el modelo clásico de regresión son espurias.

3.2 Estacionaridad de una serie de tiempo.

3.2.1 Estacionaridad.

Una serie de tiempo es estacionaria (Liang, Ch. et all, 1997) si su media, varianza y autocovarianzas son independientes del tiempo.

Supongamos que y_t es una serie de tiempo (o proceso estocástico) definido para $t=1,2,...$, y para $t=0,-1,-2,...$

Formalmente y_t tiene covarianza (débilmente) estacionaria si se satisfacen las siguientes condiciones (Rao, 1994):

$$E(y_t) = \mu \quad (3.2)$$

$$E[(y_t - \mu)^2] = \text{Var}(y_t) = x(0) \quad (3.3)$$

$$E[(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu)] = \text{Cov}(y_t, y_{t-k}) = x(k) \quad (3.4)$$

$$k=1,2,\dots$$

La media, la varianza y la covarianza de una serie no estacionaria cambian con el tiempo, y por ello las pruebas standard de 't' en la regresión no son válidas (Karbuz y Jumah, 1994).

3.3 Caminata Aleatoria y procesos no estacionarios.

Un ejemplo clásico de un proceso no estacionario es una Caminata Aleatoria. Hay dos clases de caminatas aleatorias:

Sin Tendencia y Con Tendencia.

3.3.1 Caminata Aleatoria Sin Tendencia (RW⁵).

Se dice que y_t es una **Caminata Aleatoria Sin Tendencia**, si:

$$y_t = y_{t-1} + u_t \quad (3.5)$$

Es decir si la diferencia entre los valores observados de y en el período t y el valor de valor anterior de y (y_{t-1}) es un efecto puramente aleatorio, u_t , llamado también 'shock aleatorio'.

⁵ Random Walk Without Drift

Estas series son no estacionarias por lo siguiente:

La serie puede desarrollarse así:

$$y_1 = y_0 + u_1$$

$$y_2 = y_1 + u_2 = y_0 + u_1 + u_2$$

$$y_t = y_0 + \sum_{t=1}^T u_t \quad (3.6)$$

Por esto:

$$E(y_t) = E\left(y_0 + \sum_{t=1}^T u_t\right) \quad (3.7)$$

$$E(y_t) = E(y_0) + E\left(\sum_{t=1}^T u_t\right)$$

ya que $E\left(\sum_{t=1}^T u_t\right) = 0$, se sigue que:

$$E(y_t) = E(y_0) = y_0 \quad (3.8)$$

Lo que significa que la media de la serie es constante e igual al valor inicial. Es decir cumple con la primera característica de una serie estacionaria: que su media sea constante.

Pero la varianza no es constante:

$$\text{var}(y_t) = E(y_t - E(y_t))^2 = t \cdot \sigma^2 \quad (3.9)$$

si t es creciente, ello implica que $\text{var}(y_t)$ es creciente, no constante. Es decir la serie es no estacionaria. En resumen, aunque la media es constante, en virtud de que la varianza es no constante, la serie y_t , que es RW es no estacionaria.

Una característica de esta clase de series RW es la persistencia de los shocks aleatorios, es decir que un shock nunca muere:

Si $u_2 = 2$ en lugar de que $u_2 = 0$ los valores de $y_3, y_4, \dots$ tendrán un valor de 2 unidades por arriba de su suma y este valor perdurará. Se dice que estas series tienen memoria infinita.

Otra característica de ellas es que su primera diferencia es estacionaria:

$$\text{Si } y_t = y_{t-1} + u_t$$

$$y_t - y_{t-1} = u_t$$

$$\Delta y_t = u_t \quad (3.10)$$

Si u_t es una serie con media cero, varianza constante e igual a σ^2 y autocovarianzas nulas, entonces la primera diferencia de y_t es estacionaria.

3.3.2 Caminata Aleatoria Con Tendencia: RWD⁶

Es una serie de tiempo del tipo:

$$y_t = \delta + y_{t-1} + u_t \quad (3.11)$$

donde δ es el parámetro de tendencia.

⁶ Random Walk without Drift

Escribiendo los términos que contienen la variable y en el primer miembro de la ecuación, se tiene:

$$y_t - y_{t-1} = \delta + u_t$$

$$\Delta y_t = \delta + u_t \quad (3.12)$$

En la expresión anterior si $\delta > 0$ la serie y_t será creciente y en caso contrario, decreciente.

La serie RWD es no estacionaria en un doble sentido:

$$\text{La media no es constante: } E(y_t) = y_0 + t \cdot \delta \quad (3.13)$$

Ya que cambia al cambiar t para cualquier

$$\delta \neq 0$$

$$\text{Además, } \text{var}(y_t) = t \cdot \sigma^2 \quad (3.14)$$

que tampoco es constante, sino creciente para valores crecientes de t .

3.4 Formas de Detección de Estacionaridad de las Series y la Raíz Unitaria.

Se pueden encontrar procedimientos analíticos y no analíticos. El procedimiento no analítico por excelencia es la inspección del correlograma (Gujarati, 1992).

De los procedimientos analíticos, se pueden encontrar varios, entre otros: el **Estadístico Q de Box-Pierce** (Bartlett, M. S., 1946): y_t es estacionaria, en esta prueba, si simultáneamente los coeficientes de autocorrelación de la serie, de todos los órdenes, son nulos. Otro procedimiento es el del **Estadístico LB de Ljung-Box** (Ljung, G.M. and Box, G.P.E., 1978), que pretende probar cada uno de los

coeficientes de autocorrelación son nulos. Pero la prueba más usual, es la de Raíz Unitaria.

3.4.1 Raíz Unitaria.

Sea y_t una serie de tiempo, tal que:

$$y_t = y_{t-1} + u_t$$

Que como ya se vio antes es una serie no estacionaria, cuya primera diferencia es estacionaria. Es decir, la serie y_t es integrada de grado 1, denotada $I(1)$.

La expresión anterior puede escribirse, en general:

$$y_t = \rho \cdot y_{t-1} + u_t \quad (3.15)$$

Donde ρ es el coeficiente de autocorrelación de Primer Orden de y_t . Cuando $\rho = 1$

la expresión es equivalente a la expresión inicial. Se dirá entonces que la serie y_t tiene Raíz Unitaria, por lo siguiente:

$$y_t = \rho \cdot y_{t-1} + u_t$$

Restando a ambos miembros y_{t-1} :

$$y_t - y_{t-1} = \rho \cdot y_{t-1} - y_{t-1} + u_t$$

Lo que puede escribirse, usando el operador de diferencias en el primer miembro y factorizando el segundo:

$$\Delta y_t = (\rho - 1) \cdot y_{t-1} + u_t \quad (3.16)$$

En esta expresión cuando $\rho = 1$ se dirá que la serie y_t tiene raíz unitaria.

Si se hace que $\delta = (\rho - 1)$, la expresión (3.16) queda:

$$\Delta y_t = \delta \cdot y_{t-1} + u_t \quad (3.17)$$

En la cual cuando $\delta = 0$, será equivalente a que $\rho = 1$, es decir, habrá una Raíz Unitaria en la serie y_t o sea que la serie es no estacionaria.

3.4.2 Estacionaridad de la primera diferencia de una Caminata Aleatoria RW.

Se mostró que una caminata aleatoria RW es no estacionaria. Pero, puede mostrarse que la primera diferencia es estacionaria:

En la expresión (3.17)

$$\Delta y_t = \delta \cdot y_{t-1} + u_t$$

cuando la serie y_t es no estacionaria, $\delta=0$, ésta se transforma, al desaparecer el primer término del segundo miembro, en :

$$\Delta y_t = u_t \quad (3.18)$$

Esta serie es estacionaria, ya que se ha supuesto que la media de u_t es cero, es decir, constante, y su varianza es σ^2 , que es también constante.

3.4.3 Serie de Tiempo Integrada.

Una serie y_t es integrada de grado uno y se denota $I(1)$ si la primera diferencia, Δy_t , es estacionaria. Será integrada de grado 2, $I(2)$, si se requieren dos diferencias de la serie para que sea estacionaria, o si $\Delta^2 y_t$ es estacionaria.

En general puede establecerse que una serie y_t es integrada de grado k , y se denota $I(k)$, si la k -ésima diferencia de Y_t es estacionaria, es decir si $\Delta^k Y_t$ es estacionaria.

Una serie medida en sus niveles, y_t , que es estacionaria, es $I(0)$

3.5 Prueba de Dickey - Fuller (DF) de Raíz Unitaria.

Dickey y Fuller (1979 y 1981) demostraron que si bajo la hipótesis nula de que una serie de tiempo posee una raíz unitaria, entonces el estadístico 't' asociado al estimador del coeficiente de regresión no se distribuye como una 't' de 'Student'.

Es decir, en la expresión (3.17):

$$y_t = \rho \cdot y_{t-1} + u_t$$

si $\rho = 1$ la serie es no estacionaria.

La prueba DF consiste en:

1º Efectuar una regresión por MCO de y_t sobre y_{t-1}

2º Probar la hipótesis nula de que $\rho = 1$

Pero como ya se dice arriba, Dickey y Fuller mostraron que el estadístico t de esta prueba no sigue la distribución 't' de 'Student', sino otra, calculada por ellos, mediante experimentos Monte Carlo, llamada Distribución τ , y sus valores se reportan en la Tablas de Dickey Fuller (1981).

En estas pruebas la hipótesis nula a rechazar es la existencia de Raíz Unitaria, es decir:

Ho: $\rho = 1$ O su equivalente Ho: $\delta = 0$

Vs

Ha: $\rho < 1$ O su equivalente que $\delta < 0$ es decir que la serie es estacionaria.

La regla de Decisión es: Rechazar Ho si, y solo si en el modelo (3.17), el valor de τ del coeficiente es menor que el valor crítico proporcionado por Dickey y Fuller, al que se denota con τ_α :

Donde τ es el valor del estadístico t del parámetro δ de la ecuación (3.17), calculado así:

$\tau = \frac{\delta}{se(\delta)}$ y τ_α es el valor critico del estadístico en las

tablas de Dickey Fuller (Ver apéndice 4). MacKinnon(1991) recalculó los valores críticos de la prueba.

3.5.1 Formas Empíricas de las Pruebas de Dickey Fuller.

Se estiman modelos de los tipos:

Sin intercepto: $\Delta y_t = \delta \cdot y_{t-1} + u_t$ (3.19)

Con intercepto y sin tendencia: $\Delta y_t = \beta_0 + \delta \cdot y_{t-1} + u_t$ (3.20)

Con intercepto y con tendencia: $\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot t + \delta \cdot y_{t-1} + u_t$ (3.21)

Los valores críticos de las tres pruebas son los ya mencionados arriba para la prueba τ de δ , de las tablas DF recalculadas por MacKinnon.

3.5.2 Pruebas de Dickey Fuller Aumentadas (ADF)

Si u_t está autocorrelacionado, lo que es muy posible en series de tiempo, una modificación a la prueba DF es con el modelo:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot t + \delta \cdot y_{t-1} + \alpha_1 \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + \xi_t \quad (3.22)$$

llamada 'Prueba Aumentada de Dickey - Fuller' (ADF).

Esta prueba es asintótica y se emplean los mismos valores críticos de las Tablas DF recalculadas por MacKinnon.

Todas estas pruebas de estacionaridad se aplicarán a las series de precios motivos de análisis en la presente tesis.

3.6 Regresión Espuria.

De acuerdo con Granger y Newbold (1974) y con Engle y Granger (1987), las regresiones que emplean variables no estacionarias en el modelo clásico de regresión son espurias. Esto es común en modelos estimados con información de series de tiempo. Las series económicas tienden a moverse en la misma dirección debido a una tendencia común entre ellas y al emplearlas en regresiones se observa un valor de R^2 muy alto, sin que esto se deba necesariamente a un grado de asociación alto de las variables explicatorias con la variable explicada, sino tal vez a la tendencia común entre las variables.

Para evitar caer en correlación espuria una práctica común era 'eliminar la tendencia de la serie de tiempo', introduciendo explícitamente la variable tiempo en la regresión. Se creía que esto era suficiente para que los parámetros de las variables

explicatorias reflejaran correctamente el verdadero impacto de esas variables en la variable endógena. Ahora se considera que la práctica de 'eliminar la tendencia' es correcta si las variables son determinísticas, es decir no estocásticas (Nelson, Ch. R. and Plosser, Ch. I., 1982, Stock, J. H. and Watson. M.W., 1988).

Tendencia determinística significa que la tendencia es perfectamente pronosticable y por lo tanto no es variable. Si la tendencia cambia en forma imprevista, se dice que es estocástica.

Será determinística si la serie es estacionaria. Pero una tendencia estacionaria puede ser estacionaria alrededor de la tendencia o en diferencias.

Será estacionaria alrededor de la tendencia si en la regresión de la serie contra el tiempo

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot t + u_t \quad (3.23)$$

la media de los errores es cero y la varianza es constante. En este caso la práctica de eliminación de la tendencia evita la distorsión acabando con el problema de regresión espuria.

Será Estacionaria en Diferencia si la serie y_t no es estacionaria, pero su primera diferencia sí lo puede ser. Lo cual significa que:

$$\Delta y_t = \alpha + u_t \quad (3.24)$$

Donde α es constante y u_t tiene media cero y varianza constante.

Si la tendencia es determinística, la forma de no caer en regresión espuria es 'eliminar la tendencia', como ya se dijo, pero si la tendencia es estocástica, es decir si las series del modelo son no estacionarias, el problema de correlación espuria solo

puede evitarse si las series están cointegradas (Holden, K., Peel, D.A. and Thompson, J. L., 1991)

3.7 Cointegración.

Granger (1981,1991), Granger y Weiss (1983) y Engle y Granger (1987) mostraron que, a pesar de que un conjunto dado de series de tiempo pueden ser no estacionarios, podrían existir varias combinaciones lineales de series individuales que fueran estacionarias.

El deseo de estimar modelos que combinan simultáneamente propiedades de corto y largo plazo y que al mismo tiempo mantengan la estacionaridad en todas las variables, ha llevado a una reconsideración del problema de regresión empleando variables medidas en sus niveles. La cointegración es un marco estadístico para probar las relaciones entre varias series no estacionarias en el largo plazo o en el estado de equilibrio estacionario ('steady state equilibrium').

3.7.1 Definición de Co-Integración.

La definición formal de cointegración de dos variables, sugerida por Engle y Granger (1987) es la siguiente:

Se dice que las series x_{1t} y x_{2t} son cointegradas de orden d . Dónde $d > 0$ y se escribe:

$$x_{1t}, x_{2t} \sim CI(d) \text{ si}$$

1. Ambas series son integradas de grado d
2. Existe una combinación lineal de esas series, digamos

$\alpha_1 x_{1t} + \alpha_2 x_{2t}$, la cual es integrada de orden cero.

Del vector $[\alpha_1, \alpha_2]$, se dice que es un 'vector de cointegración'. Si existiera una relación de largo plazo entre dos o más variables no estacionarias (todas ellas integradas del mismo orden), la idea es de que su patrón de largo plazo es estacionario si las variables están cointegradas.

En el presente estudio, se emplearán pruebas de cointegración de los precios agrícolas de USA y de México. Al respecto, a Goodman y Schroeder (1991), establecieron que la 'integración espacial' de precios necesariamente implica una única relación de equilibrio de largo plazo para la cual las desviaciones del precio de paridad en dos mercados de lugares diferentes, nacional e internacional, por ejemplo, son forzosamente iguales a cero. O, en forma menos rígida, la diferencia de precios entre ellas debería ser exactamente igual a los costos de transportación mas otros costos constantes.

Consideremos dos series de tiempo de los precios, denotadas con p_t^1 y p_t^2 , nacionales e internacionales, evaluados a precios nacionales, respectivamente, en la regresión:

$$p_t^1 - \alpha - \beta p_t^2 = \mu_t \quad (3.25)$$

La existencia de dos mercados perfectamente integrados espacialmente (donde los cambios en los precios en un mercado se reflejan totalmente en cambios en mercados alternativos), necesariamente requiere que el parámetro estimado de regresión cointegrada, β , tenga un valor de uno. Sin embargo, si las series de precios p_t^1 y p_t^2 son no estacionarias, las pruebas convencionales de 't' no pueden emplearse para proporcionar pruebas de hipótesis confiables respecto a los valores de β .

3.8 Prueba de Cointegración de Engle-Granger

Engle y Granger (1987) sugirieron cuatro procedimientos de prueba para la cointegración. Ellos también proporcionan los valores críticos para una muestra de 100 observaciones basadas en los resultados de las simulaciones Monte Carlo para cada prueba estadística. La hipótesis nula de cada prueba es “no cointegración”. El rechazo de la hipótesis nula afirma por implicación que los precios de los mercados están integrados.

Sean las variables y_t y x_t , relacionadas por medio del modelo:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_t + u_t$$

La prueba de Engle y Granger de Cointegración es una prueba tipo Dickey – Fuller:

$$\Delta u_t = \delta \cdot u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.28)$$

Donde u_t Son los residuales del modelo $y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_t + u_t$, Δ es la ‘primera diferencia’ y ε_t , es un término aleatorio de error con media cero y varianza constante y finita.

Estadístico de prueba: τ_δ (el estadístico ‘S’ para el parámetro δ)

El procedimiento de la prueba considera cuándo el parámetro autorregresivo de los residuales estimados para la regresión de cointegración (δ) es significativamente diferente de cero. Los valores críticos los proporcionan Engle y Granger (1987).

La prueba de Engle y de Granger (EG) es, como ya se vio, una prueba de estacionaridad tipo Dickey Fuller de los residuales del modelo:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_t + u_t \quad (3.32)$$

En la que las series y_t y x_t son integradas del mismo orden d , es decir son $I(d)$, y puede practicarse en sus versiones: Sin ordenada al origen, con ordenada al origen y con ordenada al origen y tendencia.

La prueba Aumentada de Engle y Granger, es una prueba Aumentada de Dickey Fuller sobre los residuales del modelo (3.32), y cuyos valores críticos de prueba fueron calculados por Engle y Granger (Engle, R. F., and Granger, C. W. F., 1987 y Engle, R. F., and Granger, C. W. F., 1991). Expuesta en su versión con ordenada al origen y tendencia es:

$$\Delta u_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot t + \delta \cdot u_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta u_{t-i} + \xi_t \quad (3.33)$$

Existen otras pruebas actualmente, como la de Johansen y Juselius (Johansen, S. y Juselius, K., 1990), que junto con la prueba de Engle y Granger Aumentada (AEG) son las dos técnicas dominantes actualmente en los estudios de Cointegración (Ramírez. D. and Khan, Sh., 1999). La técnica de Johanssen y Juseluis emplea estimaciones de modelos por máxima verosimilitud y es preferida cuando están implicadas en el análisis de cointegración **más de dos series** (Ramírez. D. and Khan, Sh., 1999), lo que **no es el caso de esta investigación**. Por ello en este trabajo se usarán las pruebas AEG.

3.9 Procedimiento Metodológico de la investigación.

Unas palabras más sobre los mercados que se estudian en este trabajo:

Es posible distinguir dos tipos de productos según el grado de liberalización de mercados: aquellos que el TLCAN liberalizó de manera rápida y los que se han

liberalizado de manera gradual. En función de las restricciones de tiempo y de disponibilidad de información, se escogió al arroz como representativo del primer grupo y al maíz y al frijol en representación del segundo.

Para cada producto que se analiza en la presente investigación, arroz, maíz y frijol, la metodología que se sigue es:

1º Las series a nivel se transforman a series logarítmicas. El propósito de esta transformación es estabilizar la información en base a que la variabilidad de los datos logarítmicos siempre es menor a la de los datos a 'sus niveles', además de que la forma funcional logarítmica permite interpretarse de manera congruente en términos de la teoría económica.

2º Se hacen pruebas Aumentadas de Dickey Fuller de Raíz Unitaria (ADF⁷) a cada serie para ver si son estacionarias, si son integradas y de que grado de integración.

3º Se lleva a cabo la Prueba de Cointegración de series por pares: México, EEUU, por ejemplo, Precios del frijol pinto en el DF (y_t) y Precio del frijol en EEUU (x_t) para el período junio de 1990 a diciembre del 2001.

4º Se obtienen conclusiones relativas a la cointegración de mercados de los productos contenidos en las series.

5º Se repite el procedimiento desde el 1er punto hasta el 4º, para el primer período que va de 1991 hasta 1993 y luego para el segundo período, de 1994 al 2001. El propósito es observar si ha habido algún cambio en la integración de mercados

⁷ Augmented Dickey Fuller Test

México EEUU de un período a otro, es decir, antes y después de iniciado el tratado de Libre Comercio (TLCAN), entre México y EEUU.

La prueba se adopta para la teoría PPP, considerando a $y = \ln(E_t)$ y $y = x_t = \ln(P_t/P_t^*)$.

CAPÍTULO IV: POLÍTICAS ECONÓMICAS DE MÉXICO Y DE EEUU RELACIONADAS CON EL TEMA DE INVESTIGACIÓN.

La ley de un solo precio supone un conjunto de condiciones ‘naturales’ y otro de condiciones ‘artificiales’ que modifican la acción de los mercados y que pueden distorsionar y hasta desconectar o ‘desintegrar’ los mercados. En este sentido deben considerarse las políticas económicas y comerciales que han operado en cada país, con el propósito de tener un marco de referencia para la interpretación de los resultados econométricos. Por ello se expone a continuación los cuadros respectivos de México y de los Estados Unidos de América.

4.1 México.

4.1.1 El Cambio del Modelo de Desarrollo.

Hasta antes de 1982 México se desarrolló bajo un conjunto de políticas económicas que se conoció con el nombre genérico de ‘Modelo de Industrialización por Sustitución de Importaciones’ –I.S.I.- (Valenzuela F. J, 1985). Este puede caracterizarse, grosso modo, por dos rasgos esenciales: como un sistema proteccionista para la industria y con fuerte intervención del estado. En ese modelo, la agricultura se subordina al desarrollo industrial y desarrolla ciertas funciones en apoyo al desarrollo económico, a través de un conjunto de políticas expresamente diseñadas con ese fin, tales como controles de precios de los alimentos, tasa de cambio sobrevaluada, monopolio de las importaciones, entre otras.

Ese modelo se abandonó paulatinamente desde 1982, porque de acuerdo con el diagnóstico del grupo político dirigente, fue el responsable de la crisis de crecimiento de la economía nacional desde mediados de los 60 y durante toda la década de los 70's. (Plan Nacional de Desarrollo 1982-1988). A partir de entonces, con diferencias de velocidad, intensidad y de matices, se viene aplicando otro modelo de desarrollo, que en la jerga política se le ha llamado 'Neoliberal', pero que desde el punto de vista económico podría considerarse como el 'Modelo de Industrialización Secundario – Exportador'-ISE- (Valenzuela, J. 1988). De manera opuesta al Modelo de Sustitución de Importaciones, este modelo no es proteccionista, sino librecambista y en cuanto al Estado, propende a reducir su participación, y hace énfasis en las 'virtudes' del mercado para el logro de la eficiencia, estabilidad y bienestar. En cuanto a la agricultura, la intervención estatal se relaja, aunque no se abandona y se le da un renovado énfasis a la acción de las fuerzas del mercado.

4.1.2 La Política Agrícola.

Desde mediados de la década de los sesenta y hasta 1980 dentro del modelo ISI, el objetivo principal de la política agrícola fue asegurar una oferta abundante y barata de alimentos a los consumidores, buscando que los bienes salario, en los cuales la agricultura tiene mucho peso, se mantuvieran bajos, para apoyar la acumulación de capital. Con el descubrimiento de nuevas reservas petroleras y el aumento de los precios del petróleo durante el 'shock petrolero', el gobierno creó el Sistema Alimentario Mexicano (SAM), con el objetivo de establecer la autosuficiencia de frijol, cereales y oleaginosas antes de 1985. La crisis de la deuda provocada por la

caída de los precios del petróleo en 1982, orilló al gobierno a reducir el gasto en agricultura; el SAM fue liquidado en 1982. De 1983 a 1988 el principal objetivo de la política agrícola fue mejorar la productividad del sector, para economizar recursos, sobre todo a raíz del nuevo desplome de los precios del petróleo en 1986.

En el lapso de 1989 a 1994, es decir durante el gobierno que encabezó el Presidente Carlos Salinas, se llevó a cabo una transformación radical de la política hacia el campo, buscando una mayor orientación hacia el mercado, la reducción de la regulación interna, y la liberalización de los mercados, dentro de un marco general de estabilización de la economía, de liberalización del comercio exterior y de privatización de las empresas públicas.

Para lograr esos objetivos, el gobierno instrumentó una combinación de medidas generales y sectoriales de política, algunas de carácter novedoso para México, como los ‘pagos directos’, en el terreno de los apoyos económicos, la liberalización de la tenencia de la tierra, a través de la reforma del artículo 123 constitucional.

La liberalización comercial comenzó con la adhesión de México al GATT, en 1986 y fue reforzada con la firma del TLCAN con Estados Unidos y Canadá, a fines de 1993, así como la adhesión de México a los acuerdos de la Ronda de Uruguay en 1995.

La política agrícola durante los ochenta, por el lado de los productores, consistió en un conjunto de medidas de apoyo directo e indirecto a los precios y a los ingresos, así como un conjunto de apoyos en comercialización, crédito, investigación, desarrollo de infraestructura. Según la OCDE, la política agrícola de México en ese período puede describirse en el cuadro No 4.1-1:

Cuadro 4.1-1. Principales medidas de política agrícola en México a mediados de los ochenta

Producto	Medidas de apoyo a los precios y los ingresos		Medidas en frontera ¹	Apoyos al consumo		Medidas (No específicas a un producto) para mejorar la base productiva	
	Apoyo a precios			Subsidio al consumo			Techos precios menudeo
	Precio de garantía CONASUPO	Precio concertación		Programas sociales	Otros ²		
Maíz	x		P		x	Subsidios insumos: concesiones sobre la tasa de interés fertilizantes exención fiscal carburantes seguro bombeo eléctrico agua alimentación animal semillas mejoradas servicios a cultivos material de selección Servicios generales: investigación capacitación extensión control plagas & enfermedades estructuras/infraestructuras comercialización & promoción	
Frijol	x		P		x		
Trigo	x		P		x		
Cebada	x		P		x		
Sorgo	x		P		x		
Arroz	x		T		x		
Soya	x		P		x		
Caña de Azúcar		x	P		x		
Algodón		x	P				
Café		x	P		x		
Tabaco		x	P				
Frutas & Hort.			P				
Leche			P	x			
Bovinos			T				
Porcinos			T				
Avícola			P				
Huevos			P				

1. (P) = permisos de importación, (T) = aranceles a la importación

2. Transferencias del gobierno al primer comprador de la producción agrícola.

Fuente: Secretariado de la OCDE (1997).

A partir de fines de los ochenta se inicia un fuerte desplazamiento de los apoyos a los precios y las medidas comerciales, hacia los pagos directos a los productores, a través del PROCAMPO. En los sistemas de propiedad de tierras y aguas se da una modificación radical, para permitir el desarrollo de un mercado de tierras y de concesiones de agua. Hubo también cambios en las políticas hacia los consumidores, como la liberalización de los precios de alimentos y leche, que indirectamente afectan a la agricultura, ya que inciden en el mercado de productos del sector. Este cuadro de políticas son presentadas por la OCDE en el cuadro 4.1-2:

Cuadro 4.1-2 Principales medidas de política agrícola en México 1995

Producto	Medidas de apoyo a los precios y los ingresos					Apoyos al consumo		Medidas (No específicas a un producto) para mejorar la base productiva	
	Apoyo a precios mercado		Pagos directos		Medidas en frontera ²	Subsidio al consumo			
	CONASUPO Precio mínimo	Precio concertado	PACE Apoyo comercial ización	ASERCA apoyo comercial ización		PROCAMPO pagos por hectárea ¹	Programas sociales		Otros ⁴
Maíz	x		x		x	Q	TQ	x	Subsidios
Frijol	x		x		x	Q	TQ	x	concesiones sobre la tasa de interés
Trigo					x	T	TQ	x ⁵	exenciones fiscales a carburantes
Cebada					x	Q	TQ		seguro
Sorgo					x	Libre	T		bombeo eléctrico agua
Arroz				x	x	T	T		alimentación animal
Soya					x	Libre	T		servicios
Café de Azúcar		x				Q	TQ	x ⁵	investigación
Algodón					x	T	T		capacitación
Café						T	TQ		extensión
Tabaco						T	T		control plagas & enfermedades
Frutas & Hort.						Q/T/Libre	T		estructuras/infraestructuras
Leche						Q	Q	x	comercialización & promoción
Bovinos						Libre	T		Reforma agraria
Porcinos						T	T		desarrollo de un mercado
Avícola						Q	TQ		de tierras
Huevos						Q	T		

1. En 1995, los pagos eran acordados a los productos mencionados arriba más el cártamo. A partir del ciclo Otoño/Invierno 1995/96, los agricultores elegibles a PROCAMPO podían dedicar su tierra al cultivo, a la ganadería, a la silvicultura, o afectarla a un programa de protección al medio ambiente aprobado.

2. (Q) = cuotas de importación libres de impuestos. (TQ) = cuotas con arancel de 50 por ciento. (T) = arancel a la importación. (Libre) = importaciones libres de impuestos.

3. Los compromisos de la ronda de Uruguay no se aplican necesariamente.

4. Transferencias del gobierno al primer comprador de la producción agrícola.

5. Los techos a los precios al consumidor para productos de trigo y azúcar fueron suprimidos durante 1995.

Fuente: Secretariado de la OCDE, 1997.

Como puede verse nada mas alejado de la no intervención del estado en el sector, sino un cambio de forma, en función de un nuevo modelo acorde con los cambios mundiales en la economía.

4.1.3 Políticas de apoyo a los precios y a los ingresos.

Por el lado de la agricultura, desde la creación de la CONASUPO en 1965, hasta 1988, en México se fijaban los precios al productor (precios de garantía) en los 12 principales cereales y cultivos alimenticios y forrajes: frijol, maíz, trigo, cebada, sorgo, arroz, soya, girasol, cártamo, algodón, sésamo y copra. Los precios se fijaban mediante: a) la compra directa de CONASUPO a los productores a los precios de garantía, b) el control de las importaciones través de permisos y c) las transferencias del gobierno para financiar el déficit de CONASUPO. Se buscaba beneficiar a los productores condicionando precios domésticos mas altos que los internacionales, y a los consumidores, estableciendo precios para ellos que estuvieran por debajo de los precios al productor, procurando que los diferentes tipos de productores en las diferentes regiones pudieran comercializar sus productos con utilidad.

En teoría los precios de garantía debían de cubrir los costos de producción medios ponderados de una muestra representativa de tecnologías y regiones; en los hechos, como es de suponerse, los precios se fijaban a través de compromisos, derivados de presiones y acuerdos políticos. Congruente con ello, durante algunos años en los ochenta los precios de garantía estuvieron por debajo de los precios de EEUU, a consecuencia de la precariedad de las finanzas del estado, producto de los ajustes y de las políticas anti-inflacionarias, y por la debilidad y docilidad de los sectores

organizados de los productores del campo. El nivel de intervención en el comercio rural por parte de CONASUPO, entre 1965 y 1988, puede verse en las siguientes cifras: cubría entre el 15 y el 35 % del volumen de la cosecha de los cereales y el frijol y de 5 a 10 % en oleaginosas. Pero si se considera sólo la parte comercial, es decir, si se hace a un lado el volumen de autoconsumo de los productores, en el caso de maíz y frijol fluctúa entre un 20 y un 60 %, para ambos.

Como parte de la reforma de política agrícola, se eliminaron progresivamente los precios de garantía, a partir de 1988, así como las barreras a las importaciones y los techos a los precios al consumidor en cereales, frijol y oleaginosas. En 1989 se eliminaron los precios de garantía del trigo, la cebada, el sorgo, el arroz y la soya y CONASUPO dejó de comprarlos. Este cambio generó confusión e incertidumbre en los productores, después de muchos años de protección estatal, así como por la falta de experiencia en las nuevas reglas. Por ello se creó el mecanismo de los precios de concertación para esos productos.

En el caso de la cebada, los precios se dan por acuerdo entre productores agrícolas e industriales cerveceros, con el arbitraje del gobierno. Para los casos del trigo, el arroz y las oleaginosas, se establecen entre productores y mayoristas industriales, y son válidos para todo el país, a diferencia del caso del sorgo grano, cuyos precios de concertación se aplican sólo para el estado de Tamaulipas.

En 1991, para cubrir el hueco que dejó la ausencia de CONASUPO en la comercialización, el gobierno creó el organismo ASERCA (Apoyos y Servicios a la Comercialización Agropecuaria). Se supone que ASERCA es la pieza clave del gobierno para instrumentar sus políticas de comercialización. Así su objetivo central es promover el desarrollo de los mercados privados para facilitar las transacciones

directas entre los productores y sus compradores. Con ese fin, ASERCA otorga apoyo financiero a los harineros, procesadores de alimentos balanceados, y las fábricas de aceite vegetal para comprar las cosechas de trigo, sorgo, soya y otras oleaginosas, a los precios de concertación. El apoyo a la comercialización a los compradores, cubre las diferencia entre los precios de concertación y los precios de indiferencia. Estos precios (de indiferencia) se calculan para cada zona por parte del gobierno y son los precios que registrarían indiferentemente si el comprador tuviera la posibilidad de importarlo o de comprarlo al productor sin que estuviera presente el precio de concertación. Equivale al precio CIF mas el arancel a la importación y los costos de transporte y de movilización en general de la frontera a la principal zona de consumo (generalmente, la Cd. de México), menos los costos de transportación de las zonas de producción a las zonas de consumo. En el caso del arroz, el precio de concertación que se supone que desplaza la producción nacional en su conjunto, y es nacional, no por zona de producción.

Los precios de garantía para maíz y frijol subsistieron, creando una distorsión hacia esos cultivos, particularmente hacia el maíz en las grandes zonas productoras del Noroeste y del Noreste. Estas tendencias se profundizaron a consecuencia de la eliminación de los precios de concertación de trigo, sorgo, arroz, soya y otras oleaginosas, en 1995, por lo que en ese año se establecieron precios mínimos para maíz y frijol.

En cuanto a apoyos a la comercialización, el gobierno vía CONASUPO mantiene el programa P.A.C.E. (Programa de Apoyo a la Comercialización a los Ejidos) que funciona desde 1980, para los productores ejidales de temporal de frijol y de maíz.

El apoyo es hasta por 50 toneladas por productor. Ese programa aportaba el 34 % del frijol que compraba CONASUPO.

Las políticas relacionadas con el consumo también tuvieron cambios. Usualmente el gobierno fijaba los precios al consumidor para las tortillas de maíz, harina de trigo, el pan de trigo, la harina de trigo, el frijol, la cerveza y los aceites vegetales. Eso se acabó en 1989 para el frijol y el arroz, en 1991 para aceites y grasas vegetales y en 1995 para la harina de trigo y el pan y para la harina de maíz en paquete de 1 Kg. En 1994 se redujo el subsidio a la tortilla a ciertos estratos pobres de la población.

Complementarias a las políticas de comercialización y de consumo, están las medidas de frontera. Al respecto debe considerarse que el sorgo, la soya y otras oleaginosas estaban libres de arancel hasta 1988 pero aún con permisos de importación, que ese año acabaron. En 1993 pasó lo mismo con el maíz, frijol, trigo, cebada. Se fijaron cuotas de importación para ellos, que se establecían dos veces por año en función de las estimaciones de la siguiente cosecha y de la demanda nacional prevista. El TLCAN, en 1994, y la Ronda de Uruguay, en 1995, definen aspectos adicionales del comercio agrícola que se exponen por separado para los cultivos y productos aquí estudiados.

4.1.4 Los productos que se investigan.

Maíz.

En México se comercializan dos tipos de maíz: blanco y amarillo. El blanco representa el 95 % de la producción nacional, destinado al consumo humano; el amarillo es importado, principalmente, y se emplea en la producción de almidón, alimentos para animales, y en mínima parte para consumo humano. Había, a partir

de 1991, dos precios de garantía, uno por cada clase de maíz. La regla para la fijación de precios era la misma que se emplea en el mercado internacional: precio del maíz blanco, 20 % superior al precio del amarillo.

De la producción nacional de maíz, se calcula que una tercera parte se destina a autoconsumo. Se sabe también que el 42 % de los productores de maíz son de 'autosubsistencia' y que no comercializan su maíz. Según González E. A. (1991) la mayor parte del maíz comercializado no es producido por campesinos sino por productores capitalistas medios y altos, así como por productores transicionales. Ello implica que ya no es tan exacto decir que la producción de maíz depende de los campesinos.

Debido a la tradición, los mexicanos usan el maíz blanco principalmente para la elaboración de tortilla. La tortilla es parte esencial de la dieta de la inmensa mayoría y su consumo trasciende a una clase social específica. Por ello, su comercialización e industrialización es de importancia estratégica y ha dado pie a la integración de una cadena agroindustrial muy amplia. Se habla del 'complejo agroindustrial del maíz', en donde la tortilla y las materias primas para elaborarla, nixtamal o harina, son parte medular. No sólo hay tortilla sino otros productos como almidón, fructosa, aceite comestible, etc. Es decir, la demanda de maíz es compleja. En el funcionamiento de este complejo agroindustrial, jugaba un papel muy importante la CONASUPO, como intermediaria entre productores, nacionales e internacionales, e industriales. El 70 % de las ventas de CONASUPO eran a industriales: 55 % a 'molineros' y 15 % a 'harineros'. CONASUPO es pieza clave también porque es través de ella que se administraba la compleja política de compras y ventas gubernamentales, así como subsidios y apoyos en la compra de maíz a los

productores y parte del subsidio al consumo, a través de las ventas subsidiadas a los industriales.

La política de subsidio al consumo ha cambiado: de un subsidio generalizado, es decir para toda clase de consumidores de tortilla, a otro de subsidios dirigidos a segmentos específicos de la población, particularmente a los sectores de menores ingresos. Abarcando 2.8 millones de familias en 1995, con un Kilogramo de tortilla diario, a través de instrumentos como 'tortibonos' (vales que se entregaban a las familias para cambiarlos por tortillas) hasta un 'tarjeta electrónica' mediante la cual se controlaban los movimientos y saldos.

En lo que respecta al comercio exterior, los acuerdos que lo regulan y que son importantes en el caso del maíz, son el TLCAN y los acuerdos relacionados con la Ronda de Uruguay. Por lo que toca al TLCAN, se acordó que las importaciones de maíz quedarían 100 % liberadas hasta el año 2008. A partir de 1994, habría una cuota de importación libre de arancel de 2.5 millones de toneladas, y 1000 de Canadá, que se incrementarían 3 % cada año. Se fijó un arancel de 214 %, ad valorem, que se reduciría 24 % gradualmente hasta el año 2000 y de ese año al 2008 se reduciría linealmente hasta llegar a cero. Los acuerdos de la Ronda de Uruguay, relativos al maíz para México, refrendan lo acordado en el TLCAN para las importaciones de EEUU y Canadá. A partir del año 2000 se define una cuota libre de arancel de 10 000 ton de otros países de la OMC diferentes a los firmantes del TLCAN.

Frijol.

Para la comercialización de frijol se establecieron dos precios de garantía en 1990: para variedades preferidas y no preferidas, con una prima de 10 % de las preferidas

sobre las no preferidas. En 1995, se creó la categoría de variedades más preferidas para las cuales se fijó una prima de 20 %. CONASUPO también fue la pieza clave para la comercialización del producto.

En relación al consumo, hasta 1989 prevaleció un precio máximo al menudeo, liberalizándose ese año. Pero CONASUPO siguió abasteciendo a sus clientes del sector social, estatal y privado, a precios iguales a los precios de garantía, en el caso de las variedades preferidas y debajo del precio de garantía en el caso de las no preferidas. CONASUPO absorbía los costos de movilización del producto. Esto se acabó en 1995, en que se permitió a CONASUPO agregar dichos costos. Al sector privado CONASUPO vendió a los precios del mercado.

Respecto al comercio exterior, en el marco del TLCAN, se dejó hasta el año 2008 la liberalización completa, como en el caso del maíz. Se estableció un arancel de 139% , que se reduciría gradualmente hasta 24 % en el año 2000, y a partir de ahí una reducción lineal hasta llegar a cero en el 2008. Se definió también una cuota de importación, libre de arancel de 50 000 toneladas de EEUU y de 1 500 de Canadá, pudiendo incrementarse dicha cuota un 3 % cada año, a partir de 1994. Respecto a la Ronda de Uruguay, se mantuvieron los acuerdos del TLCAN para los firmantes y se agregó una cuota libre de arancel para los demás países en bloque de hasta 5 000 ton.

Arroz.

Hasta 1989 existieron precios de garantía para el arroz 'palay'. Posteriormente fueron sustituidos por precios de concertación y en 1995 esos precios para el arroz

palay fueron eliminados, aunque ASERCA continuó pagando al mismo nivel que en 1994 a los productores.

En cuanto al consumo, CONASUPO, hasta 1990, vendía a la industria el arroz de México o importado a un precio igual o menor al precio de compra. Es decir subsidiaba la venta. Por otra parte, los precios de venta al menudeo fueron liberalizados desde 1989.

En cuanto a comercio exterior, el arroz nunca estuvo bajo el régimen de arancel de 10 % para el palay y de 20 % para el molido. El TLCAN refrendó esos aranceles, pero fueron suprimidos en el año 2003. EEUU eliminó los aranceles para exportaciones de arroz molido de México en 1994 y se comprometió a eliminarlos para el año 2003 para el arroz 'palay'. Canadá por su parte eliminó sus aranceles para las exportaciones de México desde 1994, para las clases 'Molido' y 'Palay'.

4.2 Estados Unidos.

4.2.1 Algunos aspectos de la política agrícola americana.

Estados Unidos es un país que practica, desde hace muchas décadas, un amplio proteccionismo e intervencionismo de su sector agrícola. Según Martínez M. L, y Martínez G., F. (1996), los programas federales de apoyo a la agricultura comienzan con la Ley de Colonización de 1862, para la adquisición de tierras nuevas para el cultivo. Adicionalmente, en ese año el Presidente Lincon firmó la 'Land Grant Act', para dotar de tierras y recursos a las instituciones con el fin de formar recursos humanos y generar ciencia y tecnología en los Colegios de Agricultura y de Artes Mecánicas. En 1914 se promulgó la ley para el Servicio de Extensión Agrícola como

parte de un sistema de educación, generación de ciencia y tecnología, su validación y aplicación, con cobertura nacional.

Los agricultores americanos están organizados para muchos propósitos, tanto políticos como económicos. La 'National Farmers Organization' (NFO), los representa para negociar con respecto a los procesadores y comerciantes. Por ejemplo sostiene abiertamente que 'si los agricultores quieren determinar los precios de sus productos, deben participar en los mercados con igual o mayor fuerza que los que compran'.

Esta organización surgió en 1955 para negociar con comerciantes e industriales los precios de alimento y fibras. Existen otras organizaciones paralelas a la NFO como son la 'National Farmers Union', la 'National Grange' y la 'American Farm Boureu Federation'.

En EEUU operan una gran cantidad de cooperativas agropecuarias: las cooperativas de comercialización han reducido su número ya que pasaron de 5727 a 2384 entre 1960 y principios de los noventa, y las de compra de insumos de 3222 a 1689 en ese período, se calcula que aún hay unos 4.1 millones de cooperativistas que venden el 37 % de la producción nacional y provee el 47 % de los insumos agrícolas. La fuerza política de las organizaciones de productores, incluso al nivel del senado y de la cámara de representantes, es ampliamente reconocida, y lo más importante, hay un amplio consenso entre los estadounidenses de que el campo es bueno para los Estados Unidos y debe ser apoyado.

A este respecto, De Janvry, A. (1989), citando a Hadeiger y Talbot dice:

"las grandes concentraciones de propietarios del sur apoyaban a una estructura de elites que proporcionaban líderes nacionales que ayudaban a garantizar que las

políticas federales fueran favorables a la agricultura de las grandes explotaciones, a pesar de que los simbolismos legales nacionales hablaran de favorecer a los pequeños propietarios”. Y, continúa De Janvry, “Instrumentalmente ello fue posible gracias al control que los intereses del sur y del medio oeste habían sido capaces de establecer sobre los comités del Congreso para la legislación de la política agrícola, así como por la cooptación del voto urbano bajo la legitimación de la defensa de los ideales democráticos en la agricultura”. En cuanto a financiamiento agropecuario, hay un conjunto de instituciones privadas y estatales que intervienen: de las últimas deben de mencionarse: Farm Credit System (para adquirir tierras), el Farm Home Administration (para apoyar a los agricultores mas pobres) y, la mas importante, la Commodity Credit Corporation (CCC), creada junto a las otras dos en la década de los 30's, a raíz de la crisis del 29, para apoyar a estabilizar los precios y auxiliar para el manejo y la venta de las cosechas. En los años recientes se ha convertido en la principal fuente de fondos para los agricultores.

En Estados Unidos hay una política de apoyo a los precios e ingresos de los agricultores:

El programa de dos precios, que busca aumentar las exportaciones, generalmente a precios más bajos que los nacionales, para dar competitividad a las exportaciones de EEUU frente al mundo. El operador de esta política es la CCC, ya que adquiere los excedentes mediante préstamos con garantías en especie; si el precio de mercado es menor al convenido en el préstamo, el agricultor paga con el producto. En caso contrario, vende a precios más caros y liquida su préstamo en la CCC.

El programa de retiro de tierras cultivadas, que reduce la superficie cultivada de ciertos productos, mediante el pago de una cuota por dejar de sembrar o por dedicar las tierras a prácticas de conservación de suelo en largos períodos.

En 1973 se estableció un nuevo sistema de pagos, a través de un mecanismo denominado 'target price' o de precio base u objetivo. Aunque sólo se estableció para maíz, trigo, algodón y cebada. Este sistema establece un precio objetivo, una especie de precio concertado. Si el precio de mercado es menor al precio objetivo, el agricultor vende al mercado, pero recibe del gobierno el equivalente a la diferencia de precio.

El programa de cuotas de mercado, que restringe la cantidad que debe producir un agricultor, a cambio de un apoyo económico; el programa de almacenes que edifican los agricultores para guardar sus cosechas bajo los convenios con la CCC; y los programas estatales y federales de expansión y fomento de la demanda de productos a través de mecanismos como el de 'estampillas alimenticias' ('food stamps') para mujeres y niños, programas de ayuda directa para alimentos, el de Alimentos para la Paz, de apoyo a otros países. Un programa adicional de gran importancia es el 'Export Enhancement Program', que se formuló desde 1985 para apoyar a la agricultura americana frente a la Unión Europea.

Lo anterior implica que los mercados de la agricultura están fuertemente intervenidos y que los 'precios únicos' cuando operan no son precios competitivos sino distorsionados.

CAPÍTULO V: RESULTADOS.

Los resultados de la investigación pueden presentarse en dos etapas: la primera sería la de resultados individuales para cada serie de precios analizada y la segunda, para el resumen de ellos.

La exposición completa de la primera parte abarca un total de 100 cuartillas. Por ello, y para facilitar su entendimiento y no aumentar innecesariamente el volumen de material en el cuerpo principal del trabajo, de esa primera parte solo se presentan dos casos en forma detallada con el propósito de ilustrar el procedimiento empleado para mostrar la acción de la LOP así como de la PPP. En este sentido, primero se expone, en la sección 5.1 el de la integración del mercado de maíz, en el Distrito Federal; en la sección 5.2 en el caso de Monterrey. La subsección 5.2.1 se analiza todo el periodo de 1990 al 2001; en la sección 5.2.2 el subperíodo 1990-1993 y en la sección 5.2.3 el subperíodo 1994-2001. Hasta aquí el propósito particular es mostrar la probable acción de la LOP. Segundo, en la Sección 5.3 la interacción de los precios de México y de EEUU con el tipo de cambio, para analizar la posible vigencia de la Teoría PPP.

Como se ve, existe una aparente duplicidad en el caso del Maíz, ya que los resultados se presentan para dos mercados, el de la Cd. de México, DF y para la Cd. de Monterrey. La explicación de esta aparente duplicidad se encuentra en que siendo el DF el mercado nacional mas importante, no se quiere dejarlo de lado, a pesar de que la información disponible es incompleta, ya que la institución que genera los datos de precios mensuales de las principales centrales de abasto del país, el Sistema Nacional de Información e Integración de Mercados (SNIIM), dependiente de la

Secretaría de Economía, no ha hecho públicos los datos correspondientes a los precios del maíz blanco en la plaza de la CD de México para el año de 1997, razón por la cual la serie de precios que pretendíamos analizar, desde junio de 1990 hasta diciembre del 2001 está mutilada, por lo que no puede llevarse a cabo el análisis para todo el período. Dada la importancia del mercado del DF, se optó por trabajar con la serie mas completa que pudiera encontrarse, siendo ésta la de junio de 1990 a diciembre de 1996. Para complementar esta insuficiencia, se analizó el caso de otro mercado importante, el de Monterrey ya que en este caso, si se dispone de todos los datos requeridos. Para la prueba de la PPP, no hubo problemas de falta de información.

En la sección 5.4 se presenta el Resumen de Resultados, en el que se incluyen todos los productos (arroz, maíz y frijol y la Prueba PPP).

5.1 MAÍZ BLANCO EN EL DF Y EN EEUU

5.1.1 Análisis de Cointegración de las series Logarítmicas de los Precios del Maíz Blanco en el DF y del Maíz Amarillo de EEUU.

Período: junio de 1990 a diciembre de 1996

El modelo que se considera para analizar la integración de mercados es:

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

Modelo al que se le denominará en adelante, convencionalmente, 'Modelo de Cointegración'

Donde:

y_t es el logaritmo natural de los precios promedio mensuales al mayoreo del maíz blanco en la Central de Abastos de Iztapalapa, DF, lo que se abrevia en adelante simplemente como DF, y reportados en el cuadro 5.1.1-1,

x_t es el logaritmo de los precios promedio mensuales al mayoreo, en los EEUU, del maíz amarillo, evaluado a precios nacionales. Es decir si el precio del maíz en EEUU en el mes t se denomina x_t^* y el tipo de cambio interbancario en México el mes t se denomina E_t :

$$x_t = (x_t^*)(E_t)$$

El emplear logaritmos hace irrelevante el tipo de unidades físicas de peso o volumen, es decir, es irrelevante si el de EEUU está dado en dólares / bushel o de otra manera.

β_1 simplemente se interpretará como el porcentaje en que cambian los precios en México cuando los precios en EEUU, evaluados al tipo de cambio, aumenten 1 %.

Dos mercados están integrados si $\beta_1 \neq 0$. Si $\beta_1 = 0$ los mercados no están integrados en el sentido de que los cambios en los precios en el primer mercado no

afectan al segundo, es decir, son mercados independientes. En este caso esto implicaría la autarquía.

Se dirá, convencionalmente, que dos mercados pueden estar integrados de forma perfecta o imperfecta. En forma perfecta significa que el precio de ambos mercados sea único, es decir opera la ley de un solo precio, lo que implica que $\beta_1 = 1$. Puede ser también imperfecta, lo que implicaría que además de no cumplirse la condición de precios único, $\beta_1 \neq 0$.

La prueba de las hipótesis anteriores es simple cuando las series son estacionarias. Pero esto es lo primero que debe de probarse, empleando las Pruebas de Raíz Unitaria mediante el enfoque de Dickey y Fuller, descrito en la parte metodológica, específicamente, las pruebas de Dickey Fuller Aumentadas (ADF).

Si son no estacionarias, y si los residuales del modelo de Cointegración son estacionarios, las series son Cointegradas y solo entonces las pruebas de hipótesis convencionales de t de 'Student' proceden. En caso contrario, es decir, en el caso de que las series y_t y x_t no estén cointegradas, no será posible probar las hipótesis. De lo anterior se sigue la importancia de las pruebas de cointegración.

Para mostrar que dos series están cointegradas se requiere: primero que sean Integradas del mismo orden k , y segundo, que los residuales del modelo de cointegración sean estacionarios, tal y como se expuso en el capítulo tres. Una forma de acercarse al punto es la inspección de los gráficos de ambas series contra el tiempo. Si siguen caminos aproximadamente paralelos, 'se sospechará' que las series están cointegradas. Esta es la razón que incluyamos gráficos de esas series, junto al cuadro de datos del problema, pero la prueba numérica ADF es la decisiva

para salir de la simple sospecha. Establecido lo anterior, se procede directamente a la presentación de los resultados y su comentario.

a) Estacionaridad de la serie de los logaritmos de los precios de Maíz Blanco en el DF. Ésta no es estacionaria, como se ve en el cuadro 5.1.1-1.

**Cuadro 5.1.1-1 PRUEBA DE ESTACIONARIDAD A PRECIOS DE MAIZ
BLANCO EN EL DF**

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-0.4819	0.5030	
	1	-1.0124	0.2772	
	2	-1.0843	0.2496	
Single Mean	0	-0.4434	0.8955	
	1	-0.9519	0.7664	
	2	-0.9620	0.7629	
Trend	0	-1.2299	0.8968	
	1	-1.9951	0.5951	
	2	-1.9719	0.6074	

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-1

No es estacionaria la serie de los logaritmos de los precios del maíz blanco en el DF, ya que el valor de probabilidad de t ($\text{prob} < T$), que reporta el modelo con ordenada al origen (que es el que se está empleando como modelo de Cointegración) para cero, uno y dos rezagos es superior al 0.01, 0.05 o 0.10 que corresponden al 1, 5 o 10 % de error tipo I: El cuadro 5.1.1-1 reporta resultados de 0.8955, 0.7664 y 0.7629

El cuadro 5.1.1-2 hace una prueba de estacionaridad a la primera diferencia de y_t , mostrando que es estacionaria, ya que los valores de probabilidad de T son menores al 0.1 y 0.05 o incluso al 0.01, 0.0001 y 0.0003 en el modelo con ordenada al origen.

**Cuadro 5.1.1-2 PRUEBA ADF A PRIMERA DIFERENCIA PRECIOS DE
MAIZ EN DF**

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-5.6790	0.0001	
	1	-4.5891	0.0001	
	2	-3.7167	0.0003	
Single Mean	0	-5.6335	0.0001	
	1	-4.5435	0.0004	
	2	-3.6714	0.0064	
Trend	0	-5.5990	0.0001	
	1	-4.4903	0.0029	
	2	-3.6024	0.0363	

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-1

Este resultado muestra que la serie Maíz DF, y_t , es $I(1)$

b) Estacionaridad de la serie x_t , correspondiente al logaritmo de los precios del maíz en EEUU a valores nacionales.

Ésta también es no estacionaria: como se ve en el Cuadro 5.1.1.-3: los valores de probabilidad de T correspondientes a los modelos con ordenada al origen con 0, 1 y 2 rezagos es de 0.9504, 0.7568 y 0.8997, muy superiores a 0.1, 0.05 o 0.01.

Cuadro 5.1.1-3 PRUEBA ADF A PRECIOS DE MAIZ EN EEUU

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	0.0068	0.6824	
	1	-1.0111	0.2778	
	2	-0.4813	0.5032	
Single Mean	0	0.0343	0.9584	
	1	-0.9802	0.7568	
	2	-0.4197	0.8997	
Trend	0	-1.6567	0.7611	
	1	-2.5430	0.3072	
	2	-1.8696	0.6611	

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-1

La prueba de estacionaridad a la primera diferencia de x_t , revela que es estacionaria, ya que los valores de probabilidad de T para el modelo sin ordenada al origen son: 0.001, 0.001 y 0.003 como puede verse en el cuadro 5.1.1-4, inferiores a los valores convencionales críticos de 0.05 ó 0.10:

Cuadro 5.1.1-4 PRUEBA ADF A PRIMERA DIFERENCIA PRECIOS DE MAIZ EN EEUU

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-4.3687	0.0001	
	1	-5.5707	0.0001	
	2	-3.7243	0.0003	
Single Mean	0	-4.3398	0.0008	
	1	-5.5347	0.0001	
	2	-3.7012	0.0058	
Trend	0	-4.3471	0.0046	
	1	-5.5597	0.0001	
	2	-3.6176	0.0349	

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-1

Estos resultados implican que x_t es I (1)

c) Cointegración de las dos series.

Se ha visto que y_t y x_t son ambas I (1). Para ver si son cointegradas, falta mostrar que, además de ser las dos I (1), sean estacionarios los residuales del modelo de cointegración. Esto puede verse en el cuadro 5.1.1.-5:

**Cuadro 5.1.1.-5 PRUEBA ADF A RESIDUALES DE MODELO
COINTEGRACION**

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-2.1494	0.0312	
	1	-3.3175	0.0012	
	2	-2.9628	0.0035	
Single Mean	0	-2.1328	0.2324	
	1	-3.2930	0.0186	
	2	-2.9323	0.0464	
Trend	0	-2.0837	0.5467	
	1	-3.2881	0.0759	
	2	-2.9210	0.1618	

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-1

Como se ve los valores de probabilidad de T para modelos sin ordenada al origen son de 0.0312, 0.0012 y 0.0035, inferiores 0.05 y 0.10 , es decir en pruebas de 5% y de 10 %. Por lo anterior, puede decirse que y_t y x_t son series cointegradas.

d) El modelo de Cointegración, la integración de mercados y la ley de un solo precio.

La estimación del modelo de cointegración se da en el cuadro 5.1.1-6

Cuadro 5.1.1-6 MODELO DE COINTEGRACION

Source	DF	Analysis of Variance		F Value	Prob>F
		Sum of Squares	Mean Square		
Model	1	5.99316	5.99316	186.604	0.0001
Error	77	2.47301	0.03212		
C Total	78	8.46617			

Root MSE 0.17921 R-square 0.7079
 Dep Mean 0.00080 Adj R-sq 0.7041
 C.V. 22522.23865

Variable	DF	Parameter Estimates		
		Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0
INTERCEP	1	0.515779	0.04275253	12.064
X	1	0.526789	0.03856345	13.660

Variable DF Prob > |T|

INTERCEP 1 0.0001
 X 1 0.0001

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-1

El modelo estimado es:

$$LPMDF = 0.5157 + 0.5267 LPMUSA$$

Este modelo en virtud de usar series cointegradas es no espurio. Por lo que puede emplearse el análisis convencional en base a Mínimos Cuadrados Ordinarios. Este modelo implica que si el precio del maíz en EEUU sube 1 % el precio del maíz en México aumentará solo en 0.53 %, aproximadamente. Es decir hay una respuesta inelástica.

Respecto a la integración de mercados, el valor de probabilidad de t de 0.0001 para la prueba de la hipótesis nula de que del parámetro $\beta_1=0$ implica que esa hipótesis debe ser rechazada si se usa un error tipo 1 de 5 o 10%. Es decir, el mercado de maíz en EEUU y en México puede ser considerado uno sólo, en el sentido de que, en el largo plazo, se espera que los cambios en los precios en ese país afecten a los precios del maíz en el DF.

El grafico de la figura 5.1.1-1 muestra que en efecto las series siguen una trayectoria paralela, excepto en la última parte. Pero el análisis no se hace para esa parte solamente sino para todo el período. Como se recordará los precios internacionales del maíz y en general de los cereales subieron y alcanzaron máximos históricos en 1995, para volver a situaciones normales después de ese período.

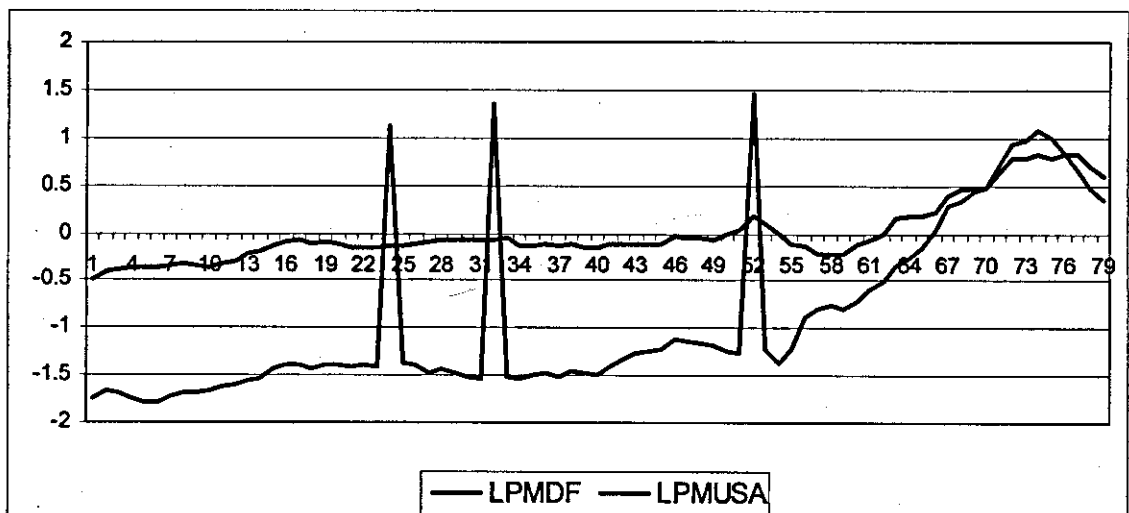


Figura 5.1.1-1 Precios Maíz DF y EEUU Jun/1990-Dic/1996

Fuente: Gráfico obtenido en base al cuadro A4-1.

La ley de un solo precio no encuentra su confirmación en estas series, pues en la prueba presentada en el cuadro 5.1.1-7, el valor de probabilidad de F es de solo 0.0001:

Cuadro 5.1.1-7 Prueba de Hipótesis de que $B1=1$

Dependent Variable: LPMDF				
Test:	Numerator:	17.2004	DF: 1	F value: 267.8206
	Denominator:	0.064224	DF: 77	Prob>F: 0.0001

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-1.

Pueden sugerirse varios factores como explicación de la no operación de la LOP, p.e, imperfecciones en el mercado – monopsonio de las importaciones que legalmente hacen los organismos públicos- , productos no homogéneos: maíz blanco, maíz amarillo. Los datos en que se basa el análisis anterior, incluido el grafico que se usó, se encuentran en el cuadro A4-1, del apéndice A4.

5.2 MAÍZ BLANCO EN MONTERREY Y EN EEUU

5.2.1 Análisis de Cointegración de los precios del Maíz Blanco en Monterrey y del Maíz de EEUU de Junio de 1990 a Diciembre del 2001.

Los resultados que se obtuvieron se resumen en:

a) Estacionaridad y grado de integración de los logaritmos del precio del maíz en Monterrey.

El logaritmo de los precios del maíz blanco (LPMMTY) en Monterrey es una serie no estacionaria, como se ve en el cuadro 5.2.-1, que presenta los resultados de las pruebas ADF, descritas en el Capítulo III, ya que los valores de probabilidad de T, 0.6270, 0.6342 y 0.6854, son mucho mayores a 0.05 o 0.10 o 0.20, en el modelo con ordenada al origen:

Cuadro 5.2-1 PRUEBA ADF A LOG PRECIOS DE MAIZ EN MONTERREY

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean	0		-1.3123	0.1746
	1		-1.2877	0.1820
	2		-1.1565	0.2248
Single Mean	0		-1.3046	0.6270
	1		-1.2890	0.6342
	2		-1.1729	0.6854
Trend	0		-2.3193	0.4202
	1		-1.7994	0.7005
	2		-1.5705	0.7996

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-2

Pero la primera diferencia de esta serie sí es estacionaria, no solo en modelo con ordenada al origen, sino en todos los demás, como se ve en el cuadro 5.2-2 Por lo que la serie LPMMTY es $I(1)$:

**Cuadro 5.2-2 PRUEBA ADF A PRIMERA DIFERENCIA A LOG PRECIOS
DE MAIZ EN MONTERREY**

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests			
Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean	0	-14.8566	0.0001
	1	-10.2192	0.0001
	2	-5.8682	0.0001
Single Mean	0	-14.8021	0.0001
	1	-10.1809	0.0001
	2	-5.8464	0.0001
Trend	0	-14.7750	0.0001
	1	-10.1693	0.0001
	2	-5.8465	0.0001

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-2

b) Estacionaridad y grado de integración de los logaritmos del precio del maíz en EEUU.

El logaritmo de los precios del maíz amarillo de USA (LPUSA) a precios nacionales no es estacionario, ya que los valores de probabilidad de T, 0.7426, 0.5541 y 0.6364, en el modelo con ordenada al origen son mayores a los valores del error tipo I máximos convencionales de 0.05, 0.10 y aún 0.20, como se ve en el cuadro No 5.2-3:

Cuadro 5.2-3 PRUEBA ADF A LOG PRECIOS DE MAIZ EN EEUU

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean		0	-1.0298	0.2716
		1	-1.4975	0.1256
		2	-1.2828	0.1835
Single Mean		0	-1.0255	0.7426
		1	-1.4942	0.5341
		2	-1.2843	0.6364
Trend		0	-1.0019	0.9397
		1	-2.1253	0.5271
		2	-1.5079	0.8222

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-2

Pero la primera diferencia de esa serie sí es estacionaria, tal y como se ve en el cuadro 5.2-4, ya que los valores de probabilidad de T de 0.0001 en todos los modelos, y no solo en el modelo con ordenada al origen, son inferiores a los valores críticos de probabilidad convencionales de 0.05, 0.10 o 0.20. Es decir la serie LPUSA es I (1):

Cuadro 5.2-4 PRUEBA ADF A PRIMERA DIFERENCIA A LOG PRECIOS DE MAIZ EN EEUU

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean		0	-6.5349	0.0001
		1	-7.5339	0.0001
		2	-6.0028	0.0001
Single Mean		0	-6.5105	0.0001
		1	-7.5052	0.0001
		2	-5.9809	0.0001
Trend		0	-6.4900	0.0001
		1	-7.4959	0.0001
		2	-5.9919	0.0001

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-2

c) Análisis de Estacionaridad de la serie de los residuales del modelo de Cointegración.

Éste reveló que esta serie es estacionaria, como se ve en el cuadro 5.2-5, pues el valor de probabilidad de T en modelos sin ordenada al origen, de 0.0091, 0.008 y 0.0235 son inferiores a los valores de probabilidad críticos convencionales de 0.05, 0.10 o 0.20. En modelos con ordenada al origen, la no estacionaridad puede rechazarse si se elige un nivel crítico de la prueba de 0.10 o de 0.20:

Cuadro 5.2-5 PRUEBA ADF A RESIDUALES DE MODELO DE COINTEGRACION

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
	Zero Mean	0	-2.6160	0.0091
		1	-2.6346	0.0087
		2	-2.2594	0.0235
	Single Mean	0	-2.6029	0.0950
		1	-2.6200	0.0916
		2	-2.2465	0.1909
	Trend	0	-2.9602	0.1474
		1	-2.9176	0.1603
		2	-2.5751	0.2923

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-2

La conclusión es que las series en estudio están cointegradas, por ser I (1), ambas, y porque los residuales del modelo de cointegración son estacionarios. En consecuencia el modelo de Cointegración no es espurio y las pruebas convencionales de hipótesis proceden. El modelo de cointegración, implícito en el cuadro 5.2-6, es:

$$LPMTY = 0.7639 + 0.7031LPUSA$$

d) Pruebas de Integración de Mercados y de la Ley de un solo Precio.

La estimación del Modelo de Cointegración que se presenta en el inciso anterior, se basa en datos extraídos del cuadro 5.2.-6:

Cuadro 5.2.-6 Parámetros Estimados.

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0
INTERCEP	1	0.763947	0.02573572	29.684
X	1	0.703187	0.02954724	23.799

Variable	DF	Prob > T
INTERCEP	1	0.0001
X	1	0.0001

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-2

Como el valor de probabilidad de T del parámetro del logaritmo del precio del maíz en EEUU es de 0.0001, mucho menos que el valor de 5% de la prueba convencional, se desprende que se rechaza la hipótesis de no integración de mercados. Por otro lado, la hipótesis de un Solo Precio, es decir de que $\beta_1=1$ se rechaza, ya que al elaborar la prueba de esa hipótesis el valor de probabilidad de F, que se reporta en el cuadro 5.2-7, de 0.0001, es inferior a los valores críticos de 0.1, 0.05 ó de 0.01.

Cuadro 5.2-7 Prueba de Hipótesis $B_1=1$

Dependent Variable: LPMTY				
Test:	Numerator:	3.1545	DF: 1	F value: 100.9094
	Denominator:	0.031261	DF: 136	Prob>F: 0.0001

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-2

En la figura 5.2-1 se agrega el gráfico de las variables en el período analizado, así como los datos de precios de ese período, en el cuadro 5.2-7 El grafico muestra una trayectoria de pareja que es característico de las series cointegradas, en la mayor parte del período, fuera de los puntos de cruce de dichos gráficos. El hecho de que en un tramo el gráfico de una serie esté por encima de la otra serie mientras que en el segundo tramo se invierta esta posición, no elimina el argumento esencial del paralelismo de las series, en la mayor parte del período analizado.

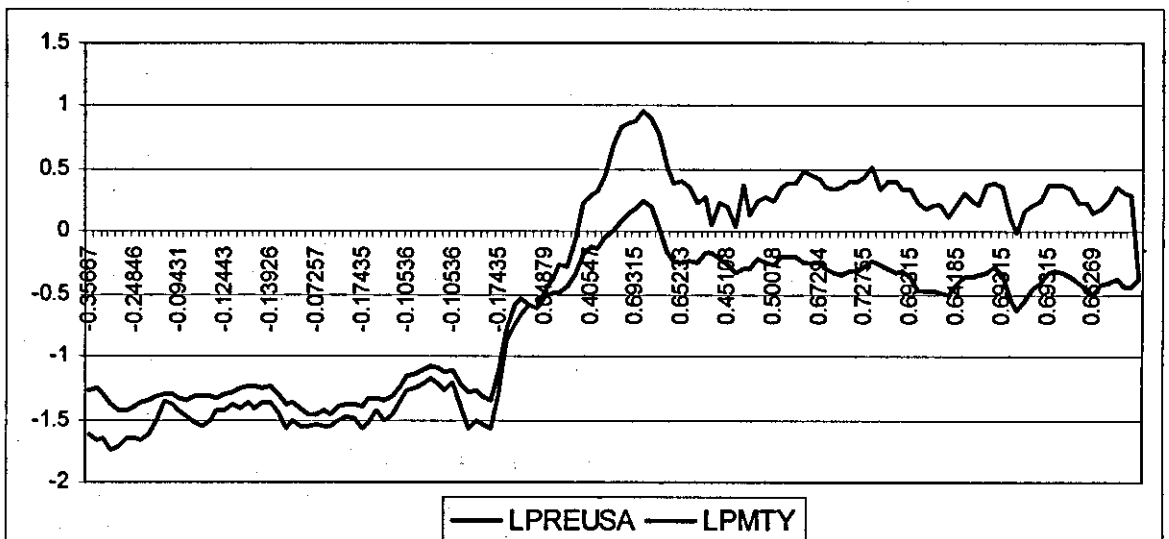


Figura 5.2-1 Precios Maíz Monterrey y EEUU Jun/1990-Dic/2001
Fuente: Gráfico obtenido en base al cuadro A4-2

5.2.2 Análisis de Cointegración de los Precios del Maíz Blanco en Monterrey y los Precios del Maíz Amarillo en EEUU.

Período: Junio de 1990 a Diciembre de 1993.

Estamos en la primera etapa, cuando el TLCAN aún no se firmaba.

Los resultados del análisis son:

a) Estacionaridad de la serie LPMMTY.

Esta serie es estacionaria, como se ve en el cuadro 5.2.2-1, ya que los valores de probabilidad de T en modelos con ordenada son 0.1766, 0.0304 y 0.0602, en general (2 de 3 casos) por debajo de un nivel crítico de 0.10. Es decir la serie es I (0).

Cuadro 5.2.2 –1 PRUEBA ADF A LOG PRECIOS DE MAIZ EN MONTERREY

ARIMA Procedure					
Type	Lags	RHO	Prob<RHO	T	Prob<T
Zero Mean	0	-7.0679	0.0594	-2.3223	0.0213
	1	-11.0053	0.0161	-3.1387	0.0026
	2	-12.3974	0.0101	-2.7888	0.0066
Single Mean	0	-7.0664	0.2430	-2.3021	0.1766
	1	-10.8647	0.0839	-3.1659	0.0304
	2	-12.1790	0.0564	-2.8610	0.0602
Trend	0	-9.7781	0.3941	-2.1728	0.4895
	1	-15.9637	0.0973	-2.9063	0.1728
	2	-23.3174	0.0109	-2.8881	0.1786

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-3

b) Estacionaridad de la serie LPUSA.

Ésta es no estacionaria, como se ve en el cuadro 5.2.2-2, ya que los valores de probabilidad de T del modelo con ordenada al origen son 0.45, 0.13, 0.23 superiores a los valores convencionales de 0.05 o 0.10:

Cuadro 5.2.2-2 PRUEBA ADF A LOG PRECIOS DE MAIZ EN EEUU

Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean	0	-1.6656	0.0897
	1	-2.4837	0.0144
	2	-2.1503	0.0320
Single Mean	0	-1.6355	0.4549
	1	-2.4502	0.1358
	2	-2.1212	0.2381
Trend	0	-1.6282	0.7617
	1	-2.4813	0.3344
	2	-2.2398	0.4533

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-3

Pero la primera diferencia sí es estacionaria, como se ve en el cuadro 5.2.2-3, pues los valores de probabilidad de T de todos los modelos están muy por debajo de los valores críticos convencionales de 0.10 y 0.05.:

Cuadro 5.2.2-3 PRUEBA ADF A PRIMERA DIF A LOG PRECIOS DE MAIZ EEUU

Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean	0	-3.9864	0.0002
	1	-3.5384	0.0008
	2	-3.0098	0.0037
Single Mean	0	-3.9256	0.0045
	1	-3.4851	0.0143
	2	-2.9796	0.0469
Trend	0	-3.8671	0.0245
	1	-3.4000	0.0681
	2	-2.9130	0.1716

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-3

c) Cointegración.

Como ambas series no son integradas del mismo orden, no pueden ser series cointegradas. El modelo resultante es espurio, es decir en base a él no es posible probar las hipótesis correspondientes.

A continuación, en el cuadro 5.2.2-4, se exponen los resultados de esa regresión y se hacen algunos comentarios importantes.

Cuadro 5.2.2-4 MODELO DE COINTEGRACION

Analysis of Variance					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	1	0.00411	0.00411	0.468	0.4982
Error	35	0.30686	0.00877		
C Total	36	0.31097			
Root MSE	0.09364	R-square	0.0132		
Dep Mean	-0.17685	Adj R-sq	-0.0150		
C.V.	-52.94636				
Parameter Estimates					
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	
INTERCEP	1	-0.392229	0.31506287	-1.245	
X	1	-0.160478	0.23447076	-0.684	
Variable	DF	Prob > T			
INTERCEP	1	0.2214			
X	1	0.4982			

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-3

El modelo estimado sería:

$$LPMTY = -0.392229 - 0.160478 LPUSA$$

Esta regresión es absurda por sus resultados, ya que supone una relación inversa entre los precios internos y externos. Los valores equivocados de signo son casi siempre fruto de un modelo espurio, como se sabe, ya sea por no estacionaridad de las series, como es este caso, o bien por problemas de especificación del modelo.

La R^2 , además es prácticamente cero (0.0132) y los parámetros no son significativamente diferentes de cero. Pero lo importante no es esto último, sino que la regresión es espuria, falsa, por no respetar los supuestos de MCO.

La prueba de estacionaridad de residuales de este modelo es redundante.

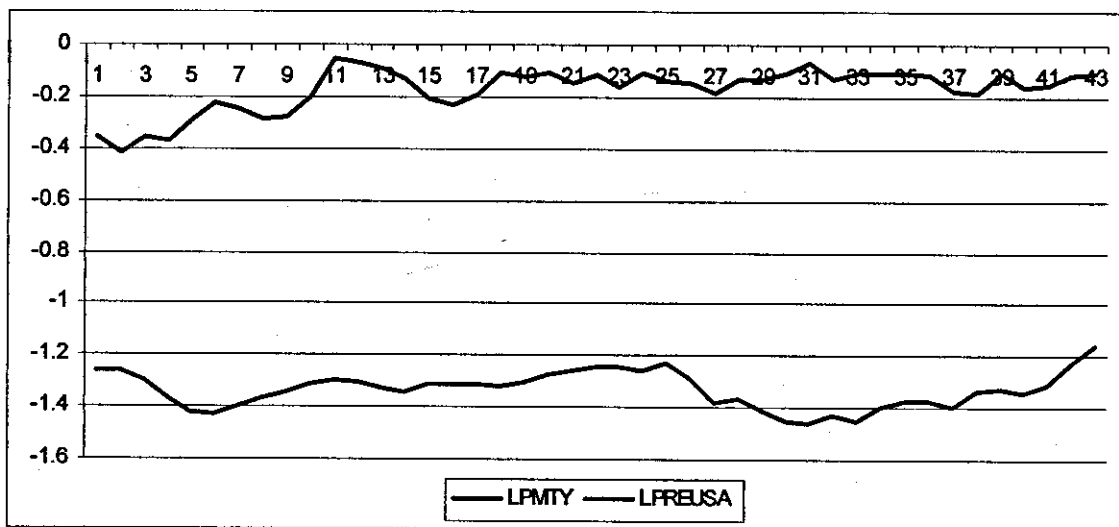


Figura 5.2.2-1: Precios del Maíz en Monterrey y EEUU 1990-1993

Fuente: Gráfico obtenido en base al cuadro A4-3

5.2.3 Análisis de Cointegración Maíz Blanco y de EEUU en Monterrey en el período: enero de 1994 a diciembre del 2001.

Este análisis abarca el periodo posterior a la firma del TLCAN.

Los resultados a los que se llega son:

a) Estacionaridad de la serie LPMMTY.

Ésta no es estacionaria, como puede verse en el cuadro 5.2.3-1, en donde se ve que los valores de probabilidad de T del modelo con ordenada al origen, de 0.4298, 0.5654 y 0.5118, son muy superiores a los valores críticos convencionales de 0.05, 0.10.

**Cuadro 5.2.3-1 PRUEBA ADF A LOG PRECIOS DE MAIZ EN
MONTERREY**

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean		0	-1.7040	0.0837
		1	-1.4176	0.1450
		2	-1.4947	0.1259
Single Mean		0	-1.6970	0.4298
		1	-1.4293	0.5654
		2	-1.5357	0.5118
Trend		0	-1.9175	0.6387
		1	-1.3596	0.8663
		2	-1.1864	0.9073

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-4

Pero su primera diferencia sí lo es, como se puede ver en el cuadro 5.2.3-2, pues lo valores de probabilidad de T, de 0.0001 para todos lo modelos. Esto es, que la serie LPMMTY es I (1):

Cuadro 5.2.3-2 PRUEBA ADF A PRIMERA DIFERENCIA A LOG PRECIOS DE MAIZ EN MONTERREY

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-13.2315	0.0001	
	1	-9.0388	0.0001	
	2	-4.5460	0.0001	
Single Mean	0	-13.1640	0.0001	
	1	-8.9917	0.0001	
	2	-4.5215	0.0004	
Trend	0	-13.1609	0.0001	
	1	-9.0534	0.0001	
	2	-4.5620	0.0020	

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-4

b) Estacionaridad de la serie LPUSA.

Resultó ser no estacionaria, como puede verse en el cuadro 5.2.3-3, ya que los valores de probabilidad de T del modelo con ordenada al origen: 0.1794, 0.1063 y 0.1212, superiores a los valores convencionales críticos de 0.05 y 0.10:

Cuadro 5.2.3-3 PRUEBA ADF A LOG PRECIOS DE MAIZ EN EEUU

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-2.2782	0.0226	
	1	-2.5396	0.0114	
	2	-2.4420	0.0148	
Single Mean	0	-2.2824	0.1794	
	1	-2.5535	0.1063	
	2	-2.4888	0.1212	
Trend	0	-1.5937	0.7888	
	1	-2.3800	0.3873	
	2	-2.0427	0.5711	

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-4

Sin embargo, su primera diferencia sí lo es, como se ve en el cuadro 5.2.3-4, en el que los valores de probabilidad de T son mucho menores que 0.05 y 0.10, por lo que LPUSA es I (1):

Cuadro 5.2.3.-4 PRUEBA ADF A PRIMERA DIFERENCIA A LOG PRECIOS DE MAIZ EN EEUU

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-5.4749	0.0001	
	1	-6.5053	0.0001	
	2	-5.1099	0.0001	
Single Mean	0	-5.4468	0.0001	
	1	-6.4711	0.0001	
	2	-5.0830	0.0001	
Trend	0	-5.5188	0.0001	
	1	-6.6537	0.0001	
	2	-5.2454	0.0002	

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-4

c) Cointegración de las series.

La prueba ADF a los residuales del modelo de cointegración muestra que éstos son estacionarios, como se ve en el cuadro 5.2.3-5, los valores de probabilidad de T en modelos sin ordenada al origen de 0.0425, 0.0568 y de 0.1058, en general por debajo de los valores críticos convencionales de 0.05 o 0.10. De donde se concluye que las series están cointegradas:

Cuadro 5.2.3-5 PRUEBA ADF A RESIDUALES DE MODLEO**COINTEGRACION**

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests			
Type	Lags	T	Prob<T
<i>Zero Mean</i>	0	-2.0150	0.0425
	1	-1.8867	0.0568
	2	-1.5866	0.1058
Single Mean	0	-2.0014	0.2857
	1	-1.8721	0.3441
	2	-1.5687	0.4950
Trend	0	-3.5596	0.0386
	1	-3.7537	0.0233
	2	-3.4453	0.0514

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-4

d) Modelo de Cointegración:

Como las series son cointegradas, se procedió a estimar el modelo de Cointegración, de acuerdo a lo mostrado en el cuadro 5.2.3-6 quedando este:

$$LPMTY = 0.770108 + 0.718486 \cdot LPUSA:$$

Cuadro 5.2.3-6 MODELO DE COINTEGRACION

Analysis of Variance					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	1	7.85925	7.85925	203.595	0.0001
Error	99	3.82163	0.03860		
C Total	100	11.68088			
Root MSE	0.19647	R-square	0.6728		
Dep Mean	0.42977	Adj R-sq	0.6695		
C.V.	45.71595				
Parameter Estimates					
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	
INTERCEP	1	0.770108	0.03084015	24.971	
X	1	0.718486	0.05035406	14.269	
Variable	DF	Prob > T			
INTERCEP	1	0.0001			
X	1	0.0001			

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-4

e) Integración de Mercado y Ley de un Solo Precio.

Del cuadro anterior, se desprende que los mercados están integrados, o en otras palabras, la hipótesis de que el precio estadounidense no afecta a los precios mexicanos ($\beta_1=0$), debe ser rechazada, ya que ya que los valores de probabilidad de T del parámetro β_1 de 0.0001 es inferior a 0.05 o incluso de 0.01.

Por otra parte, la Ley de un solo Precio, es decir la hipótesis de que $\beta_1=1$, se rechaza ya que el valor de probabilidad de F, de 0.0001, reportado en el cuadro 5.2.3-7 , es inferior a los valores críticos de 0.1, 0.05 ó de 0.01:

Cuadro 5.2.3-7 Prueba de Hipótesis de que $B_1=1$

Dependent Variable: LPMTY				
Test:	Numerator:	0.8158	DF: 1	F value: 19.9094
	Denominator:	0.040976	DF: 93	Prob>F: 0.0001

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-4

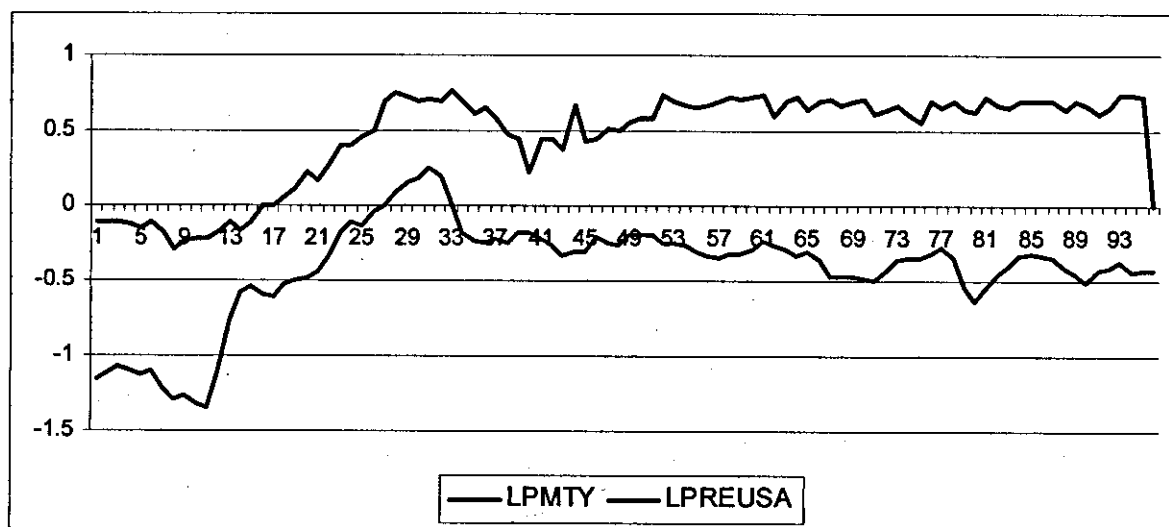


Figura 5.2.3-1: Precios del Maíz Monterrey y México y en EEUU 1994-2001

Fuente: Gráfico obtenido en base al cuadro A4-4

5.3 PARIDAD DEL PODER DE COMPRA.

5.3 Paridad del Poder de Compra.

La Ley de la Paridad del Poder de Compra ha sido motivo de mucho debate en el medio académico como marco explicativo del tipo de cambio. Hakkio (1980) encontró evidencia en apoyo a la PPC en el largo plazo, en la década de los 70's empleando datos de sección cruzada entre países, al igual que Dockery y Georgelius (1994) para la economía griega durante el período de 1980 a 1992, y Geppert (1997), en presencia de costos de transacción. Sin embargo Krugman (1978), Dornbush (1980) y Frenkel (1981), encontraron evidencias en contra de la PPP en el largo plazo, aunque Dornbush rectifica su posición (1988).

Para el caso de México, conviene intentar verificar su vigencia. Con ese fin, en esta sección se lleva a cabo la estimación del Modelo:

$$St = \beta_0 + \beta_1 Dt + ut$$

En el cuál, St es el logaritmo natural del tipo de cambio interbancario, Dt es el logaritmo natural del cociente entre los precios de México y los precios de EEUU. La estimación arrojó los resultados que más adelante se dan, pero antes debe de analizarse si el modelo es cointegrado, para que no sea espurio.

a) Estacionaridad de St

La serie logaritmo del tipo de cambio (St) no es estacionaria, tal y como puede verse en el Cuadro 5.3-1, en el que los valores de probabilidad de T para el parámetro de cointegración del modelo con ordenada al origen son de 0.2062, 0.6567 y 0.5043, muy por arriba de los valores críticos de 0.05 y 0.10, por lo cual la hipótesis de no estacionaridad de la serie no puede ser rechazada.

Cuadro 5.3-1 ESTACIONARIDAD DEL TIPO DE CAMBIO

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests			
Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean	0	-1.0000	0.2821
	1	-1.1162	0.2391
	2	-1.0138	0.2779
Single Mean	0	-1.0006	0.7512
	1	-1.1249	0.7051
	2	-1.0367	0.7386
Trend	0	-0.7654	0.9656
	1	-1.7909	0.7046
	2	-1.1908	0.9078

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-5

Pero la primera diferencia de S es estacionaria, como se ve en el Cuadro 5.3-2, en el que los calores de probabilidad de T es de 0.0001, es decir muy por debajo de 0.05 que es un buen nivel crítico de la prueba, por lo cual la hipótesis nula de la prueba de que no hay estacionaridad de la serie puede ser rechazada, en consecuencia, la serie St es I(1):

Cuadro 5.3-2 ESTACIONARIDAD DE LA PRIMERA DIFERENCIA DEL TIPO DE CAMBIO

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests			
Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean	0	-7.1141	0.0001
	1	-7.9008	0.0001
	2	-6.4809	0.0001
Single Mean	0	-7.0879	0.0001
	1	-7.8712	0.0001
	2	-6.4561	0.0001
Trend	0	-7.0861	0.0001
	1	-7.8804	0.0001
	2	-6.4749	0.0001

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-5

b) La serie Dt no es estacionaria como se ve en el Cuadro 5.3-3, pues si bien los valores de probabilidad de T del modelo con ordenada de origen, de 0.3841, 0.7748 y de 0.7108, son en general muy superiores a los valores críticos convencionales de 0.1 y 0.05

Cuadro 5.3-3 ESTACIONARIDAD DEL DIFERENCIAL DE INFLACION

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-1.3473	0.1645	
	1	-0.6865	0.4183	
	2	-0.7775	0.3787	
Single Mean	0	-1.7900	0.3841	
	1	-0.9343	0.7748	
	2	-1.1106	0.7108	
Trend	0	0.5695	0.9994	
	1	-1.7115	0.7415	
	2	-1.1694	0.9121	

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-5

Pero su primera diferencia sí lo es, como se ve en el cuadro 5.3-4, con valores de probabilidad de T no superiores a 0.0328 en todos los modelos. Por lo tanto la serie Dt es $I(1)$:

Cuadro 5.3-4 ESTACIONARIDAD DE LA PRIMERA DIFERENCIA DEL DIFERENCIAL DE INFLACIÓN

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-3.7003	0.0003	
	1	-4.3521	0.0001	
	2	-3.9002	0.0001	
Single Mean	0	-3.6865	0.0053	
	1	-4.3357	0.0006	
	2	-3.8854	0.0028	
Trend	0	-3.7324	0.0234	
	1	-4.4243	0.0028	
	2	-3.9850	0.0114	

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-5

c) Residuales del Modelo de Cointegración y Cointegración de las series St y Dt.

Los residuales del modelo que se estimó, son estacionarios, como se ve en el cuadro 5.3-5, ya que los valores de probabilidad de T en el modelo sin ordenada al origen: 0.0936, 0.0053 y 0.0461 son inferiores a los valores críticos convencionales de 0.1 0 0.05, por lo cual se concluye que las series están cointegradas.

Cuadro 5.3-5 ESTACIONARIDAD DE LOS RESIDUALES DEL MODELO DE COINTEGRACIÓN

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-1.6494	0.0936	
	1	-2.8057	0.0053	
	2	-1.9787	0.0461	
Single Mean	0	-1.6399	0.4597	
	1	-2.7923	0.0623	
	2	-1.9660	0.3013	
Trend	0	-1.6527	0.7669	
	1	-2.7953	0.2016	
	2	-1.9695	0.6129	

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-5

El modelo estimado: $St = 1.3284 + 0.9813 Dt$, implícito en el cuadro 5.3-6, no puede ser considerado espurio.

d) Integración de los mercados de EEUU y de México.

En el modelo estimado: $St = 1.4384 + 0.9813Dt$

La hipótesis de que el parámetro $\beta_1=0$ puede ser rechazada, por una sencilla prueba de t de 'Student', ya que el valor de probabilidad de T de este parámetro es de 0.0001, muy por debajo del valor crítico convencional de esta clase pruebas, como se ve en cuadro 5.3-6. Eso quiere decir que, en general, vía el tipo de cambio, los sistemas de precios de EEUU y de México están bien integrados, desde la década de los 90's, por lo menos.

Cuadro 5.3-6 MODELO DE COINTEGRACION ENTRE EL DIFERENCIAL DE INFLACIÓN Y EL TIPO DE CAMBIO

Analysis of Variance					
Source	DF	Squares	Sum of Square	Mean F Value	Prob>F
Model	1	32.44195	32.44195	1767.124	0.0001
Error	137	2.51513	0.01836		
C Total	138	34.95708			
Root MSE		0.13549	R-square	0.9281	
Dep Mean		1.73783	Adj R-sq	0.9275	
C.V.		7.79673			
Parameter Estimates					
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob > T
INTERCEP	1	1.328413	0.01506428	88.183	0.0001
D	1	0.981387	0.02334569	42.037	0.0001
Durbin-Watson D		0.093			
(For Number of Obs.)		139			
1st Order Autocorrelation		0.945			

Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-5

La Teoría de la Paridad del Poder de Compra, PPP.

Esta teoría puede ser verificada con la hipótesis de $\beta_1=1$. La prueba reportada en el cuadro 5.3.7 muestra que la hipótesis no se rechaza ya que el valor de la probabilidad de F de 0.4267 es superior al valor crítico de 0.05 (error tipo I de 5%).

Cuadro 5.3.7: Prueba de que $\beta_1=1$

Dependent Variable: LPRECIDF			
Test:			
Numerator:	0.017	DF: 1	F value: 0.6357
Denominator:	0.056242	DF: 137	Prob>F: 0.4267
Fuente: Cálculos obtenidos en base al cuadro A4-5			

Conviene hacer algunas puntualizaciones finales en esta sección:

Primero debe quedar claro lo que la teoría estipula: De acuerdo con Dornbush (1988, p733),...”La teoría de que éste (el tipo de cambio) varía primordialmente como consecuencia de las diferencias existentes entre el comportamiento del nivel de precios de los dos países y lo hace de tal forma que se mantiene constante la relación real de intercambio...Esta teoría sostiene que los movimientos del tipo de cambio se deben fundamentalmente a las divergencias entre las tasas de inflación”

En segundo lugar, y continuando con el mismo autor... “ la PPP es una descripción plausible del comportamiento tendencial de los tipos de cambio, especialmente cuando las diferencias de inflación entre lo distintos países son grandes” , lo que, agregamos nosotros, es el caso de México en relación a EEUU, en las décadas pasadas. Este punto implica que la PPP... “no proporciona una buena explicación del comportamiento de los tipos de cambio a corto plazo”.

En el corto plazo, los movimientos del tipo de cambio se ven afectados por elementos tales como la política monetaria y los tipos de interés (Ramírez D, M and Kahn, Sh., 1999).

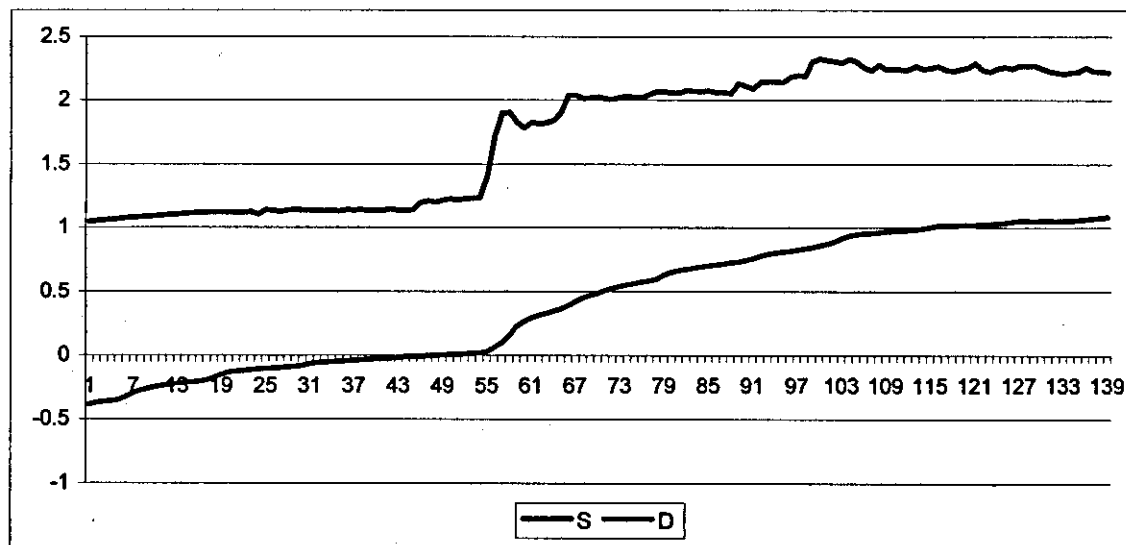


Figura 5.3-1: Tipo de cambio (\$/dl) y Relación de Precios México-EEUU 1990-2001
Fuente: Gráfico obtenido en base a datos del cuadro A4-5

5.4 Resumen de resultados.

Para cada una de las series y períodos los resultados relevantes a considerar son: **estacionaridad de una serie, grado de integración de la serie, cointegración, verificación de la Hipótesis $\beta_1=0$ y verificación de la LOP: $\beta_1=1$.**

Lo que a continuación se expone de manera sintética, se fundamenta en los cuadros 5.4-1, 5.4-2, 5.4-3 y 5.4-4 que se exponen al final de esta sección.

1. Estacionaridad de las series.

De las 30 series de precios estudiadas, medidas en sus niveles, incluidas las correspondientes a subperíodos, solo 5 (16.66%) son estacionarios. Lo que debe

alertar a los investigadores que emplean estas series en modelos econométricos convencionales pudiendo incurrir en regresión espuria.

2. Cointegración.

- a) De los 15 pares de series logarítmicas, 9 resultaron cointegradas. Ello implica que los modelos de cointegración en que intervienen, no son espurios. En este resultado puede influir no solo la naturaleza del comportamiento de los precios de los bienes sino de otros factores que sean no estacionarios, como tarifas de transporte y otros costos de transacción (McNew, K., and Fackler, P, 1997).
- b) En ningún caso, las series resultaron cointegradas en el primer período de análisis, es decir, de 1990 a 1993, antes de TLCAN. Todas las series cointegradas, lo fueron en el segundo período, después de la firma del TLCAN, lo que es un indicio que los mercados agrícolas de México y de EEUU avanzan hacia niveles de integración cada vez mayores.
- c) En todos los modelos no espurios, se rechazó la hipótesis de la no integración de los mercados ($\beta_1=0$). Ello implica que en el contexto teórico económico planteado, particularmente el de 'país pequeño', el mercado mexicano de productos agrícolas, tanto no protegidos (caso del arroz), como los protegidos (casos del maíz y del frijol), está determinado por el mercado de EEUU, en el sentido de que los shocks del mercado americano terminan en el largo plazo por transmitirse al mercado mexicano. En el caso de los productos protegidos esta integración de mercados puede deberse a que las cuotas de importación legalmente establecidas en los términos del TLCAN, a pesar de que representan volúmenes inferiores al 15 % del consumo nacional, en el caso del maíz, y de 10 %, en el caso del frijol, son lo suficientemente grandes como para afectar los

mercados mexicanos. Puede estar influyendo, de manera adicional, la importación subterránea, e ilegal, de volúmenes de maíz y frijol de contrabando. Al respecto, los productores de frijol han hecho denuncias de contrabando que los afecta negativamente. Las oportunidades de arbitraje, legal o ilegal, operan como mecanismo de equilibrio de mercados.

3. Ley de un Solo Precio.

En ninguno de los 9 pares de series cointegradas, y los 9 modelos de cointegración no espurios, se verificó la ley de un solo precio. El parámetro β_1 fue inferior a uno, lo que indica una tendencia de los precios mexicanos a ser integrados respecto a los de EEUU pero inelásticos en relación a éstos.

4. Paridad de poder de compra.

En el caso del modelo para probar la vigencia de la Teoría de la Paridad del Poder de Compra (PPP), se pudo rechazar la hipótesis de no cointegración, por lo que se considera que la serie es cointegrada, es decir el modelo de cointegración es no espurio. Considerando, además, que el valor de β_1 fue estadísticamente igual a uno, se concluye que los resultados confirman la vigencia de la ley PPP. Ello implica que en el largo plazo el tipo de cambio de México se ajusta a los diferenciales de inflación con EEUU, el socio comercial más importante de México, para mantener el poder de compra de las mercancías. Una implicación de esta conclusión es que el control de la inflación en México, es de importancia estratégica para la estabilización del tipo de cambio, una variable macroeconómica respecto a la cual ha resultado particularmente sensible la conducta de inversionistas y de consumidores en México.

Cuadro 5.4-1 COINTEGRACIÓN DE LOS PRECIOS DEL ARROZ EN MÉXICO Y EN ESTADOS UNIDOS.

ARROZ MORELOS Y ARROZ EN EEUU

PRODUCTO	MERCADO	PERIODO	ESTACIONARIDAD	GRADO INTEGRACIÓN	COINTEGRACIÓN	β_1	$\beta_1 = 1$
Morelos EEUU	DF	1990/06-2001-12	NO	I(1)	NO	-	-
	DF	1990/06-2001/12	NO	I(1)			
Morelos EEUU	DF	1990/06-1993/12	NO	I(1)	NO	-	-
	DF	1990/06-1993/12	NO	I(2)			
Morelos EEUU	DF	1994/01-2001/12	NO	I(1)	NO	-	-
	DF	1994/01-2001/12	NO	I(1)			
ARROZ SINALOA Y ARROZ EN EEUU							
Sinaloa EEUU	DF	1991/01-2001/12	NO	I(1)	SI	-	-
	DF	1991/01-2001/12	NO	I(1)		0.8344	NO
Sinaloa EEUU	DF	1991/01-1993/12	NO	I(3)	NO	-	-
	DF	1991/01-1993/12	NO	I(3)		-	-
Sinaloa EEUU	DF	1994/01-2001/12	NO	I(1)	SI	-	-
	DF	1994/01-2001/12	NO	I(1)		0.7220	NO

Fuente: Cálculos en base a datos del Apéndice No 1 y 2

Cuadro 5.4-2 COINTEGRACIÓN DE LOS PRECIOS DEL MAÍZ BLANCO EN MÉXICO (DIFERENTES MERCADOS) Y ESTADOS UNIDOS.

MAIZ BLANCO DF Y MAIZ EEUU						
PRODUCTO	MERCADO	PERIODO	ESTACIONARIDAD	GRADO INTEGRACIÓN	COINTEGRACIÓN	β_1 $\beta_1 = 1$
Maíz Blanco EEUU	DF	1990/07-1996/12	NO	I (1)	SI	-
	DF	1990/07-1996/12	NO	I (1)		0.5267 NO
Maíz Blanco EEUU	DF	1990/07-1993/12	NO	I (1)	NO	-
	DF	1990/07-1993/12	NO	I (1)		-
Maíz Blanco EEUU	DF	1994/01-1996/12	NO	I (1)	SI	-
	DF	1994/01-1996/12	NO	I (1)		0.5267 NO
MAIZ BLANCO MONTERREY Y EEUU						
Maíz Blanco EEUU	Mty	1990/06-2001/12	NO	I (1)	SI	-
	Mty	1990/06-2001/12	NO	I (1)		0.7031 NO
Maíz Blanco EEUU	Mty	1990/06-1993/12	SI	I (0)	NO	-
	Mty	1990/06-1993/12	NO	I (1)		-
Maíz Blanco EEUU	Mty	1994/01-2001/12	NO	I (1)	SI	-
	Mty	1994/01-2001/12	NO	I (1)		0.7184 NO

Fuente: Cálculos expuestos en las secciones 5.1 y 5.2 , Capítulo V.

VI. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES.

En relación a las hipótesis de la presente investigación, expuestas en la Introducción, se concluye que:

1. En el marco de los productos analizados, parece plausible afirmar que antes de la firma del TLCAN los mercados agrícolas de EEUU y de México, estaban menos *integrados que después de ésta.*
2. Contrariamente a lo que el sentido común pareciera indicar, no se encontró evidencia de un menor grado de integración de los productos de desgravación lenta en el TLCAN (frijol y maíz), en relación a los de desgravación rápida (caso del arroz). Los primeros parecen estar tan integrados como los segundos. Los altos niveles de cuotas de importación libres de arancel permitidos legalmente en los términos del TLCAN, y el contrabando de productos agrícolas, parecen conectar e integrar los mercados mexicano y americano.
3. En los productos cuyos precios están cointegrados y donde los modelos contruidos en bases a estas series son no espurios, las elasticidades resultaron ser inferiores a uno en TODOS los casos, es decir que la ley de un solo precio (LOP) no se confirmó.
4. Respecto a las series logarítmicas del tipo de cambio y de la relación de precios de México y de Estados Unidos, se encontró evidencia de cointegración en las series. Además el coeficiente β_1 fue estadísticamente igual a uno, lo que indica que la Teoría de la Paridad del Poder de Compra, PPP, está vigente como marco explicativo de los movimientos de del tipo de cambio de México, en el largo plazo. En el corto plazo, los movimientos del tipo de cambio pueden ser afectados por otros factores, como la política monetaria y la tasa de interés.

5. Es conveniente **hacer extensivo el análisis de la LOP a más productos** del sector agropecuario, para ponderar mejor las conclusiones de carácter general que se implican en la presente investigación.
6. Las conclusiones a que hemos llegado podrían ser ponderadas mediante nuevos análisis que involucren una **ampliación del período de análisis y el empleo de las técnicas de análisis de cointegración de Johansen y Juselius** citadas en el capítulo III.

Cuadro 5.4-4 COINTEGRACIÓN DE LOS PRECIOS DEL ARROZ, MAIZ Y FRIJOL EN DIFERENTES MERCADOS EN MÉXICO Y EN EEUU

PRODUCTO	MERCADO	PERIODO	ESTACIONARIDAD	GRADO INTEGRACIÓN	COINTEGRACIÓN	β_1	$\beta_1 = 1 *$
ARROZ MORELOS Y ARROZ EN EEUU							
Morelos EEUU	DF	1990/06-2001/12	NO	I(1)	NO	-	-
	DF	1990/06-2001/12	NO	I(1)			
Morelos EEUU	DF	1990/06-1993/12	NO	I(1)	NO	-	-
	DF	1990/06-1993/12	NO	I(2)			
Morelos EEUU	DF	1994/01-2001/12	NO	I(1)	NO	-	-
	DF	1994/01-2001/12	NO	I(1)			
ARROZ SINALOA Y ARROZ EN EEUU							
Sinaloa EEUU	DF	1991/01-2001/12	NO	I(1)	SI	-	NO
	DF	1991/01-2001/12	NO	I(1)		0.8344	
Sinaloa EEUU	DF	1991/01-1993/12	NO	I(3)	NO	-	-
	DF	1991/01-1993/12	NO	I(3)		-	-
Sinaloa EEUU	DF	1994/01-2001/12	NO	I(1)	SI	-	NO
	DF	1994/01-2001/12	NO	I(1)		0.7220	
MAIZ BLANCO DF Y MAIZ EEUU							
Maiz Blanco EEUU	DF	1990/07-1996/12	NO	I(1)	SI	-	NO
	DF	1990/07-1996/12	NO	I(1)		0.5267	
Maiz Blanco EEUU	DF	1990/07-1993/12	NO	I(1)	NO	-	-
	DF	1990/07-1993/12	NO	I(1)		-	-
Maiz Blanco EEUU	DF	1994/01-1996/12	NO	I(1)	SI	-	NO
	DF	1994/01-1996/12	NO	I(1)		0.5267	
MAIZ BLANCO MONTERREY Y EEUU							
Maiz Blanco EEUU	Mty	1990/06-2001/12	NO	I(1)	SI	-	NO
	Mty	1990/06-2001/12	NO	I(1)		0.7031	
Maiz Blanco EEUU	Mty	1990/06-1993/12	SI	I(0)	NO	-	-
	Mty	1990/06-1993/12	NO	I(1)		-	-
Maiz Blanco EEUU	Mty	1994/01-2001/12	NO	I(1)	SI	-	NO
	Mty	1994/01-2001/12	NO	I(1)		0.7184	
FRIJOL PINTO EN DF Y EN EEUU							
Frijol Pinto EEUU	DF	1996/01-2001/12	SI	I(0)	SI	-	NO
	DF	1996/01-2001/12	SI	I(0)		0.0816	
Frijol Pinto EEUU	Gdl.	1996/01-2001/12	SI	I(0)	SI	-	NO
	Gdl.	1996/01-2001/12	SI	I(0)		0.4828	
Frijol Pinto EEUU	Mty.	1996/01-2001/12	SI	I(0)	SI	-	NO
	Mty.	1996/01-2001/12	SI	I(0)		0.2164	
PPP							
T. Cambio	Mex.	1990/06-2001/12	NO	I(1)	SI	0.9813	SI
Dif. Infl.	Mex.	1990/06-2001/12	NO	I(1)			

Fuente: Elaboración en base a los cuadros 5.4-1, 5.4-2 y 5.4-3.

BIBLIOGRAFÍA

BIBLIOGRAFÍA

Baffes, J. 1991, Some Further Evidence on the Law of One Price: The Law of One Price Still Holds, *Journal of Agricultural Economics*, 73, (1991): 1264-273

Barro, R., 1986, Macroeconomía, McGraw Hill, México.

Bartlett, M., 1946, On the Theoretical Specification of Sampling Properties of Autocorrelated Time Series, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, Vol.27, pp 27-41

Calva, J.L., 1989, Crisis Agrícola y Alimentaria en México, Editorial FONTAMARA, México.

Cassel, G., 1918, *Abnormal Deviations from International Exchange*.

Cryer, T.A., 1986, Time Series Analysis, Duxbury Press, Boston, MA.

Chacholiades, M., 1992, Economía Internacional, Ed. Mac Graw Hill, México, DF.

Dickey, D.A. and Fuller, W.A., 1979, Distributions of estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root; *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, Number 366, June, 1979.

Dickey, D.A., and Fuller, W.A. , 1981, Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, , July 1981.

Dornbush, R., 1988, Macroeconomía, 3a Edición, McGraw Hill, México.

Engle, R. F., and Granger, C.W.J., 1987, Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55 (1987): 251-276

Engle, R. F., and Granger, C.W.J., 1987, Long Run Economic Relations, New York.

Granger, C.W., and Newbold, P., 1974, Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of econometrics*, 2, 1974, pp 111-20

Granger, C.W.J., 1981, Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification, *Journal of Econometrics*, 16, 121, 1981

Granger, C.W. J., 1991, Long Run Economic Relationships; Readings in Cointegration, Oxford University Press, NY.

Granger, C.W.J., 1991, Developments in the Study Of Cointegrated Economic Variables, in Long Run Economic Relationship, by Engle, R.F., And Granger, C. W. J., Eds., Oxford University Press, N.Y.

Granger, C.W.J. and Weiss, A.A., 1983, Time Series Analysis of Error Correction Models, Mimeo, University of California, San Diego.

Goodwin, B. K., 1992, Multivariate Cointegration Test and the Law of One Price in International Wheat Markets, *Review of Agricultural Economics*, Vol. 14, Number 1, January.

Goodwin, B.K., and Schroeder, T.C., 1991, Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets, *American Journal of Agricultural Economics*, May.

Gujarati, D. 1992, Econometrics Methods, 4th Edition, McGraw Hill. NY.

Isard, P. ,1995, Exchange Rate Economics, , Cambridge University Press, Cambridge MA.

Johansen, S., and Juselius, K., 1990, Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand of Money, *Oxford Bulletin Of Economics and Statistics*, Vol. 52, pp 169-210

Johnson, D.G., and Shuh, G. E.,1989, The Role of Markets in the World Food Economy, Westview, Boulder Co.

Karbus, S. and Jumah, A., 1995, Cointegration and Commodity Arbitrage, *Agribusiness*, Vo. 11, Number 3.

Krugman, P. y Obstfeld, M., 1995, Economía Internacional: Teoría y Política, Mac Graw Hill, México,DF.

Liang, Ch., et al. 1997, Cointegration Tests of Spatial and Variety Price Linkages in Regional Dry Beans Markets, *Western Agricultural Economics Association Annual Meeting*, Reno/Sparks, Nevada.

Ljung, G.M. and Box A, D.E., 1978, On then Measure of Lack of Fit in Time Series Models, *Biometrika*, Vol. 66, pp 66-72

McNew, K., and Fackler, P., 1997, Testing Market Equilibrium: Is Cointegration Informative?, *Journal of Agricultural and Resource Economics* 22(2): 191-207. Western Agricultural Economics Association.

Mackinnon, J.D., 1991, Critical values of Cointegration Test, in Engle , R. F., and Granger, C.W.J., 1991, Long Run Ecomic Relationships: Readings in Cointegration, Oxford University Press.

Martínez M, L. Y Martínez, G.F., 1996, Evolución y Características de la Política Agrícola de los Estados Unidos, en *Comercio Exterior*, Ago.

Monke., E., and Pearson, S.E., 1989, Policy Analysis Matrix for Agricultural Development, Cornell University Press, New York, NY.

O.C.D.E., 1998, Examen de las Políticas Agrícolas de México.

Phillips, P.C.B., and Perron, P., 1988, Testing for a Unit Root in Times Series Regression, *Biometrika*, 75, pp 335-46

S.P.P., Plan Nacional de Desarrollo 1982-1988

Ramírez, D. and Khan, Sch., 1999, A Cointegration Analysis Of Purchasing Power Parity: 1973-96, *International Advances in Economic Research*, Vol. 5, number 3, pp 369-385

Ramírez, R.J., 1993, Actualización del Sistema de Riego Culiacán al año 1992 Alineando los Precios de los Productos Básicos a los Precios Internacionales, Tesis de maestro en Ciencias especialista en Economía Agrícola, Colegio de Posgraduados, Centro de Economía, Montecillo, México.

Rao, B.B., 1994, Cointegration for the Applied Economist, St. martin, Press, Inc.

Rodríguez, G. G., 1979, La Alineación de los Precios Agrícolas a los Precios Internacionales. Revista Economía Mexicana, CIDE. México, D. F.

Sadoulet, E. And Janvry, A., 1995, Quantitative Development Policy Analysis, The Jons Hopkins University Press, Boltimore and London.

Sachs, J., y Larraín, J., 1994, Macroeconomía en la Economía Global, Prentice Hall Internacional, S.A. México

Sistema de Información e Integración de Mercados, SNIIM, Página Web

USDA, Página Web: www.usda.gov.com

Vega, V., D., 1990, Modelo Econométrico de la Tortilla y del Pan en México, Considerando la Participación Gubernamental, Tesis de maestro en Ciencias especialista en Economía Agrícola, Colegio de Posgraduados, Centro de Economía, Montecillo, México.

Valenzuela, F., J., 1985, El Capitalismo Mexicano en los Ochenta, Editorial ERA,

APENDICE 1

ARROZ MEXICO Y ESTADOS UNIDOS

A1 Arroz en México y en EEUU

A1.1 Análisis de Cointegración de Arroz Morelos y de EEUU.

Mercado del DF

Junio de 1990 a Diciembre del 2001

En esta prueba los principales resultados son:

- a) La serie de Precios de Arroz Morelos en DF, versión logarítmica, no es estacionaria, ya que los valores de probabilidad de T en la prueba ADF: 0.9242, 0.9191 y 0.9197 son muy superiores a los valores críticos de 0.1 y 0.05, (ver cuadro A1.1-1) pero su primera diferencia sí lo es, ya que los valores de probabilidad de T en todos los modelos son de 0.0001, y son inferiores a los valores críticos de 0.05 y 0.10 (ver cuadro A1.1-2). Es decir la primera serie es I (1).

Cuadro A1.1-1 PRUEBA ADF DE LOG PRECIO MORELOS DF

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean		0	-0.2969	0.5773
		1	-0.3369	0.5620
		2	-0.3920	0.5406
Single Mean		0	-0.2766	0.9242
		1	-0.3112	0.9191
		2	-0.3525	0.9127
Trend		0	-2.2641	0.4502
		1	-2.9948	0.1375
		2	-2.6782	0.247

Fuente: Elaboración en base al cuadro A1.1.-7

Cuadro A1.1-2 PRUEBA ADF DE PRIMERA DIFERENCIA DE LOG PRECIO

MORELOS DF

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean		0	-9.4767	0.0001
		1	-7.9327	0.0001
		2	-7.0191	0.0001
Single Mean		0	-9.4419	0.0001
		1	-7.9031	0.0001
		2	-6.9925	0.0001
Trend		0	-9.4166	0.0001
		1	-7.8769	0.0001
		2	-6.9796	0.0001

Fuente: Elaboración en base al cuadro A1.1.-7

- b) La serie de los precios del Arroz de EEUU, versión logarítmica, no es estacionaria, ya que los valores de probabilidad de T, 0.6623, 5115 y 0.5227, (ver cuadro A1.1-3) en modelos con ordenada al origen son muy superiores a los valores de probabilidad de T críticos, de 0.05 y 0.10. pero su primera diferencia sí lo es, ya que el valor probabilidad de T es en todos los modelos de 0.0001 (ver cuadro A1.1-4), inferiores a 0.05 y 0.10. Es decir que la primera diferencia de esa serie si es estacionaria. Por lo tanto la serie x_t es $I(1)$.

Cuadro A1.1-3 PRUEBA ADF DE LOG PRECIO EEUU EN MEXICO

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-1.2278	0.2008	
	1	-1.5390	0.1161	
	2	-1.5108	0.1225	
Single Mean	0	-1.2268	0.6623	
	1	-1.5387	0.5115	
	2	-1.5166	0.5227	
Trend	0	0.2088	0.9979	
	1	-1.0924	0.9259	
	2	-0.7106	0.9699	

Fuente: Elaboración en base al cuadro A1.1.-7

Cuadro A1.1-4 PRUEBA ADF DE PRIMERA DIFERENCIA DE LOG PRECIO

MORELOS DF

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-6.7090	0.0001	
	1	-6.7482	0.0001	
	2	-5.4039	0.0001	
Single Mean	0	-6.6843	0.0001	
	1	-6.7238	0.0001	
	2	-5.3856	0.0001	
Trend	0	-6.7762	0.0001	
	1	-6.8806	0.0001	
	2	-5.5841	0.0001	

Fuente: Elaboración en base al cuadro A1.1.-7

- c) Pero los residuales del Modelo de Regresión LPMO vs LPUSA no lo son, ya que los valores de probabilidad del modelo sin ordenada al origen: 0.8132, 0.5557 y 0.5410 (cuadro A1.1-5), son muy superiores a los valores de probabilidad de T de 0.05 y 0.10, por lo que se concluye que las series son no Cointegradas.

Cuadro A1.1-5 PRUEBA DE ESTACIONARIDAD DE RESIDUALES

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean		0	0.4628	0.8132
		1	-0.3533	0.5557
		2	-0.3908	0.5410
Single Mean		0	0.4909	0.9859
		1	-0.3134	0.9188
		2	-0.3373	0.9151
Trend		0	-0.7567	0.9663
		1	-1.5083	0.8221
		2	-1.5250	0.8162

Fuente: Elaboración en base al cuadro A1.1.-7

- d) Aunque el modelo estimado es aparentemente bueno, las conclusiones que de él se derivan son espurias.

El modelo de referencia (ver cuadro A1.1-6) es:

$$\text{LPMO} = 1.735060 + 0.837711 \text{ LPUSA}$$

Cuadro A1.1-6. MODELO DE COINTEGRACION MORELOS VS EEUU

Analysis of Variance					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	1	32.70984	32.70984	264.470	0.0001
Error	137	16.94426	0.12368		
Total	138	49.65411			
Root MSE	0.35168	R-square	0.6588		
Dep Mean	1.39032	Adj R-sq	0.6563		
C.V.	25.29513				
Parameter Estimates					
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	
INTERCEP	1	-1.735060	0.19448393	-8.921	
LPUSA	1	0.837711	0.05151174	16.263	
Variable	DF	Prob > T			
INTERCEP	1	0.0001			
LPUSA	1	0.0001			

Fuente: Elaboración en base al cuadro A1.1.-7

- e) El grafico de la figura A1-1 muestra dos trayectorias, de Y_t y de X_t , que nos son paralelas, cuyo diferencia tiende a aumentar en el tiempo.

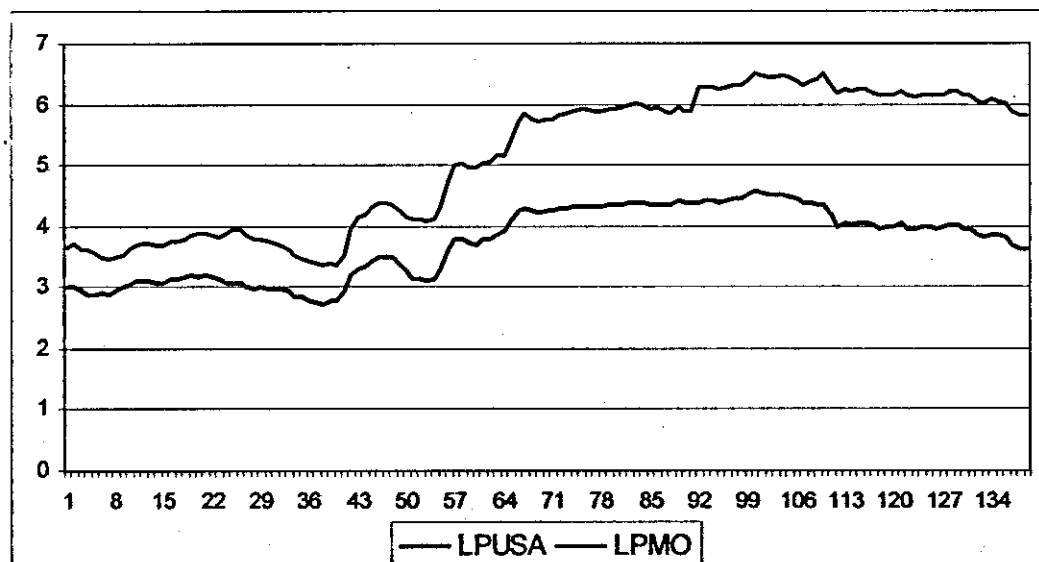


Figura A1-1: Arroz Morelos DF y EEUU 1990-2001

Fuente: Elaboración en base a datos del cuadro A1-1-7

Cuadro A1.1.-7 Precios Arroz Morelos DF y EEUU 1990 - 2001

OBS	TIEMPO	PRARMODF *	PRARUSA **	LPUSA	LPMO
1	1990/06	1.93	20.4285	3.01693	0.65752
2	1990/07	2.05	20.2095	3.00615	0.71784
3	1990/08	2.00	19.1735	2.95353	0.69315
4	1990/09	2.08	17.9444	2.88728	0.73237
5	1990/10	1.99	17.5074	2.86262	0.68813
6	1990/11	1.80	18.4272	2.91383	0.58779
7	1990/12	1.80	18.0400	2.89259	0.58779
8	1991/01	1.76	18.8786	2.93803	0.56531
9	1991/02	1.70	20.0144	2.99645	0.53063
10	1991/03	1.80	21.0580	3.04728	0.58779
11	1991/04	1.80	22.2157	3.10080	0.58779
12	1991/05	1.85	22.3460	3.10665	0.61519
13	1991/06	1.85	22.4141	3.10969	0.61519
14	1991/07	1.85	21.8376	3.08364	0.61519
15	1991/08	1.85	21.7807	3.08103	0.61519
16	1991/09	1.85	23.4226	3.15370	0.61519
17	1991/10	1.85	23.4465	3.15472	0.61519
18	1991/11	1.85	24.0570	3.18043	0.61519
19	1991/12	1.91	24.4890	3.19823	0.64710
20	1992/01	2.06	24.0257	3.17912	0.72271
21	1992/02	2.03	24.3762	3.19361	0.70804
22	1992/03	1.98	23.8029	3.16981	0.68310
23	1992/04	2.00	22.9656	3.13400	0.69315
24	1992/05	2.23	21.6549	3.07523	0.80200
25	1992/06	2.40	21.7534	3.07977	0.87547
26	1992/07	2.38	21.7284	3.07862	0.86710
27	1992/08	2.35	20.3082	3.01102	0.85442

Continúa cuadro...

28	1992/09	2.20	19.9415	2.99280	0.78846
29	1992/10	2.20	19.9872	2.99509	0.78846
30	1992/11	2.15	19.9168	2.99156	0.76547
31	1992/12	2.10	19.8680	2.98911	0.74194
32	1993/01	2.05	19.7199	2.98163	0.71784
33	1993/02	2.00	18.7581	2.93163	0.69315
34	1993/03	1.96	17.4857	2.86138	0.67294
35	1993/04	1.90	17.0159	2.83415	0.64185
36	1993/05	1.90	16.3281	2.79289	0.64185
37	1993/06	1.89	15.6519	2.75059	0.63658
38	1993/07	1.90	15.2958	2.72758	0.64185
39	1993/08	1.90	15.9828	2.77152	0.64185
40	1993/09	1.80	16.0569	2.77614	0.58779
41	1993/10	1.85	18.7079	2.92895	0.61519
42	1993/11	2.08	24.9737	3.21782	0.73237
43	1993/12	2.34	27.2628	3.30552	0.85015
44	1994/01	2.40	27.6984	3.32137	0.87547
45	1994/02	2.40	31.1578	3.43906	0.87547
46	1994/03	2.38	33.2765	3.50485	0.86710
47	1994/04	2.40	32.8398	3.49164	0.87547
48	1994/05	2.40	32.8037	3.49054	0.87547
49	1994/06	2.40	29.4573	3.38294	0.87547
50	1994/07	2.43	26.1506	3.26387	0.88789
51	1994/08	2.62	23.2213	3.14507	0.96317
52	1994/09	2.70	23.1641	3.14260	0.99325
53	1994/10	2.70	22.2808	3.10373	0.99325
54	1994/11	2.72	22.8099	3.12719	1.00063
55	1994/12	2.78	26.8613	3.29069	1.02245
56	1995/01	3.05	38.1360	3.64116	1.11514
57	1995/02	3.28	44.8817	3.80403	1.18784
58	1995/03	3.44	44.6376	3.79858	1.23547
59	1995/04	3.50	41.8912	3.73508	1.25276
60	1995/05	3.50	40.8504	3.70992	1.25276
61	1995/06	3.50	43.8377	3.78049	1.25276
62	1995/07	3.58	44.0316	3.78491	1.27536
63	1995/08	3.60	48.1041	3.87337	1.28093
64	1995/09	3.48	50.4654	3.92129	1.24703
65	1995/10	3.78	59.3261	4.08305	1.32972
66	1995/11	4.31	70.5716	4.25663	1.46094
67	1995/12	4.75	72.3719	4.28182	1.55814
68	1996/01	4.50	69.9473	4.24774	1.50408
69	1996/02	4.38	68.9645	4.23359	1.47705
70	1996/03	4.50	69.5115	4.24149	1.50408
71	1996/04	4.58	69.6369	4.24330	1.52170
72	1996/05	4.70	72.2092	4.27957	1.54756
73	1996/06	4.80	73.7195	4.30027	1.56862
74	1996/07	4.78	74.6561	4.31289	1.56444
75	1996/08	4.88	75.7793	4.32783	1.58515
76	1996/09	4.90	75.3420	4.32204	1.58924
77	1996/10	4.90	74.4718	4.31042	1.58924
78	1996/11	4.90	74.2731	4.30775	1.58924
79	1996/12	4.75	77.2206	4.34667	1.55814
80	1997/01	4.72	77.7622	4.35366	1.55181
81	1997/02	4.95	78.7366	4.36611	1.59939
82	1997/03	4.98	81.1736	4.39659	1.60543

Continúa cuadro...

83	1997/04	5.00	81.3556	4.39883	1.60944
84	1997/05	5.00	80.4913	4.38815	1.60944
85	1997/06	4.73	78.5565	4.36382	1.55393
86	1997/07	4.92	78.2100	4.35940	1.59331
87	1997/08	4.68	77.7507	4.35351	1.54330
88	1997/09	4.60	77.0933	4.34502	1.52606
89	1997/10	4.52	84.0000	4.43082	1.50851
90	1997/11	4.50	80.7793	4.39172	1.50408
91	1997/12	4.58	78.7951	4.36685	1.52170
92	1998/01	6.50	81.1058	4.39575	1.87180
93	1998/02	6.50	83.0993	4.42004	1.87180
94	1998/03	6.48	82.4368	4.41203	1.86872
95	1998/04	6.50	79.8060	4.37960	1.87180
96	1998/05	6.40	82.8254	4.41673	1.85630
97	1998/06	6.45	85.8464	4.45256	1.86408
98	1998/07	6.40	85.3865	4.44719	1.85630
99	1998/08	6.65	90.0099	4.49992	1.89462
100	1998/09	7.00	96.0840	4.56522	1.94591
101	1998/10	7.00	93.7983	4.54115	1.94591
102	1998/11	7.00	90.1098	4.50103	1.94591
103	1998/12	7.00	90.1628	4.50162	1.94591
104	1999/01	7.00	92.4726	4.52691	1.94591
105	1999/02	7.00	89.6958	4.49642	1.94591
106	1999/03	7.00	85.0225	4.44292	1.94591
107	1999/04	7.05	78.9995	4.36944	1.95303
108	1999/05	7.35	79.9654	4.38159	1.99470
109	1999/06	7.92	77.3025	4.34773	2.06939
110	1999/07	8.70	77.7266	4.35320	2.16332
111	1999/08	8.60	65.0278	4.17481	2.15176
112	1999/09	8.84	54.1297	3.99138	2.17929
113	1999/10	8.95	57.5090	4.05194	2.19165
114	1999/11	8.90	56.6964	4.03771	2.18605
115	1999/12	8.82	57.7600	4.05630	2.17702
116	2000/01	9.00	57.7920	4.05685	2.19722
117	2000/02	8.90	55.1132	4.00939	2.18605
118	2000/03	8.80	52.8746	3.96792	2.17475
119	2000/04	8.80	54.0328	3.98959	2.17475
120	2000/05	8.78	53.5413	3.98045	2.17248
121	2000/06	8.80	57.0720	4.04431	2.17475
122	2000/07	8.80	52.8558	3.96757	2.17475
123	2000/08	8.80	51.5088	3.94175	2.17475
124	2000/09	8.80	53.9968	3.98892	2.17475
125	2000/10	8.80	53.6540	3.98256	2.17475
126	2000/11	8.92	53.2035	3.97412	2.18830
127	2000/12	8.64	54.0400	3.98972	2.15640
128	2001/01	8.85	56.5546	4.03521	2.18042
129	2001/02	9.00	55.4440	4.01537	2.19722
130	2001/03	9.00	52.5585	3.96193	2.19722
131	2001/04	9.05	51.6907	3.94528	2.20276
132	2001/05	9.00	47.2255	3.85493	2.19722
133	2001/06	9.00	45.2904	3.81310	2.19722
134	2001/07	9.00	48.1425	3.87417	2.19722
135	2001/08	9.00	46.9710	3.84953	2.19722

Continúa cuadro...

136	2001/09	9.00	45.4937	3.81757	2.19722
137	2001/10	9.00	40.3780	3.69828	2.19722
138	2001/11	9.00	37.6584	3.62856	2.19722
139	2001/12	9.00	37.4644	3.62339	2.19722

- * Precios Medios Mensuales al mayoreo del Arroz Tipo Morelos en la Central de Abastos de Iztapalapa, DF. SNIIM. Anuarios de Granos y Semillas, varios años.
- ** Precios Medios Mensuales al mayoreo del Arroz en EEUU. Página Web del USDA.

A.1.1.2 Análisis de Cointegración Arroz Morelos vs Arroz de EEUU

Mercado del DF

Período Junio del 1990 a Diciembre de 1993, es decir, antes del TLCAN.

Las principales conclusiones son:

- a) La serie de logaritmos del precio del arroz Morelos en DF es no estacionaria (ver cuadro A1.1.2-1), ya que los valores de probabilidad de T del modelo con ordenada al origen son: 0.6715, 0.2965 y 0.4017, por encima de los valores críticos de 0.05, 0.10. Es decir no se rechaza la hipótesis de no estacionaridad. Pero su primera diferencia sí lo es, ya que los valores de probabilidad de T resultaron inferiores al 10% (0,10), excepto en un caso de los 9 expuestos. (Cuadro A1.1.2-2)

Cuadro A1.1.2-1 PRUEBA ADF DE LOG PRECIO MORELOS DF

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean	0	-1.2269	0.1979	
	1	-2.0176	0.0429	
	2	-1.7906	0.0698	
Single Mean	0	-1.1868	0.6715	
	1	-1.9748	0.2965	
	2	-1.7454	0.4017	
Trend	0	-1.4702	0.8237	
	1	-2.4604	0.3446	
	2	-2.1874	0.4832	

Fuente: Cálculos generados a partir del Cuadro A1.1.2-7

Cuadro A1.1.2-2 PRUEBA ADF DE PRIMERA DIFERENCIA DE LOG PRECIO

MORELOS DF

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean	0		-3.9561	0.0002
	1		-3.3300	0.0014
	2		-2.9251	0.0045
Single Mean	0		-3.9013	0.0043
	1		-3.2370	0.0247
	2		-2.8703	0.0578
Trend	0		-3.9720	0.0176
	1		-3.2251	0.0940
	2		-2.8337	0.1945

Fuente: Cálculos generados a partir del Cuadro A1.1.2-7

- b) La serie LPUSA no es estacionaria (ver cuadro A1.1.2-3) y su primera diferencia tampoco lo es (Cuadro A1.1.2.-4). Es decir, la serie LPUSA no es I (1).

Cuadro A1.1.2-3 PRUEBA ADF DE LOG PRECIO EEUU EN MEXICO

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean	0		-0.7393	0.3907
	1		-2.3923	0.0178
	2		-2.3133	0.0216
Single Mean	0		-0.6986	0.8361
	1		-2.3279	0.1682
	2		-2.2685	0.1866
Trend	0		-0.3391	0.9867
	1		-2.1273	0.5159
	2		-2.1835	0.4853

Fuente: Cálculos generados a partir del Cuadro A1.1.2-7

**Cuadro A1.1.2-4 PRUEBA ADF DE PRIMERA DIFERENCIA DE LOG PRECIO
MORELOS DF**

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-3.1938	0.0021	
	1	-2.6144	0.0102	
	2	-1.4387	0.1376	
Single Mean	0	-3.1476	0.0305	
	1	-2.4954	0.1238	
	2	-1.1554	0.6839	
Trend	0	-3.2266	0.0934	
	1	-2.4545	0.3473	
	2	-0.9880	0.9343	

Fuente: Cálculos generados a partir del Cuadro A1.1.2-7

- c) En base a lo anterior, las series no serán Cointegradas, pues no cumple con la primera condición de Cointegración de que las series sean Integradas del mismo orden. La primera serie es $I(1)$ y la segunda sería al menos $I(2)$.
- d) Se exponen los datos de la serie de análisis de los residuales, como información adicional:

Cuadro A1.1.2.-5. PRUEBA DE ESTACIONARIDAD DE RESIDUALES

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-1.4161	0.1435	
	1	-1.9428	0.0505	
	2	-1.7464	0.0764	
Single Mean	0	-1.3843	0.5809	
	1	-1.9096	0.3251	
	2	-1.7116	0.4182	
Trend	0	-1.6999	0.7340	
	1	-2.5171	0.3189	
	2	-2.2950	0.4264	

Fuente: Cálculos generados a partir del Cuadro A1.1.2-7

El modelo de que no resultó cointegrado, en base al cuadro 5.1.1.2-6 que sigue es:

$$LPRMODF = 0.221284 + 0.152406 LPUSA$$

Su R^2 es mínima: 0.06

Y el valor de probabilidad de T del parámetro B1 es de 0.1084. Este dato, visto al margen del análisis de estacionaridad de las series y de Cointegración, permitiría hablar de integración de los mercados pues podría rechazarse la hipótesis de No Cointegración ($B1=0$) si ampliamos al 11 % (0.11), el valor crítico de probabilidad, lo que no sería exagerado bajo condiciones de Cointegración. Sin embargo estas pruebas no proceden, dado que el modelo es espurio.

Cuadro A1.1.2-6 MODELO DE COINTEGRACION MORELOS VS EEUU

Analysis of Variance					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	1	0.01940	0.01940	2.694	0.1084
Error	41	0.29522	0.00720		
C Total	42	0.31462			
Root MSE		0.08486	R-square	0.0616	
Dep Mean		0.68031	Adj R-sq	0.0388	
C.V.		12.47320			
Parameter Estimates					
Variable	DF	Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	
INTERCEP	1	0.221484	0.27985920	0.791	
LPUSA	1	0.152406	0.09286045	1.641	
Variable	DF	Prob > T			
INTERCEP	1	0.4333			
LPUSA	1	0.1084			

Fuente: Cálculos generados a partir del Cuadro A1.1.2-7

El grafico de las series se anexa, así como la información de las series de precios, en la figura A1.1.2-1 y el cuadro A1.1.2-7

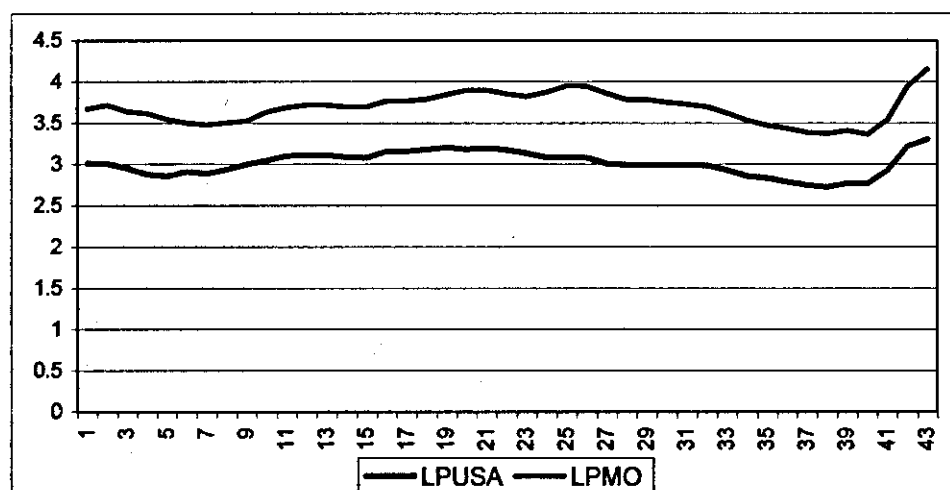


Figura A1.1.2-2. Arroz Morelos DF y EEUU 1990-1993

Fuente: Elaboración con datos del cuadro A1.1.2-7

Cuadro A1.1.2-7 Precios Arroz Morelos DF y USA 1990 – 1993

OBS	TIEMPO	PRARMODF*	PRARUSA**	LPUSA	LPMO
1	1990/06	1.93	20.4285	3.01693	0.65752
2	1990/07	2.05	20.2095	3.00615	0.71784
3	1990/08	2	19.1735	2.95353	0.69315
4	1990/09	2.08	17.9444	2.88728	0.73237
5	1990/10	1.99	17.5074	2.86262	0.68813
6	1990/11	1.8	18.4272	2.91383	0.58779
7	1990/12	1.8	18.04	2.89259	0.58779
8	1991/01	1.76	18.8786	2.93803	0.56531
9	1991/02	1.7	20.0144	2.99645	0.53063
10	1991/03	1.8	21.058	3.04728	0.58779
11	1991/04	1.8	22.2157	3.1008	0.58779
12	1991/05	1.85	22.346	3.10665	0.61519
13	1991/06	1.85	22.4141	3.10969	0.61519
14	1991/07	1.85	21.8376	3.08364	0.61519
15	1991/08	1.85	21.7807	3.08103	0.61519
16	1991/09	1.85	23.4226	3.1537	0.61519
17	1991/10	1.85	23.4465	3.15472	0.61519
18	1991/11	1.85	24.057	3.18043	0.61519

19	1991/12	1.91	24.489	3.19823	0.6471
20	1992/01	2.06	24.0257	3.17912	0.72271
21	1992/02	2.03	24.3762	3.19361	0.70804
22	1992/03	1.98	23.8029	3.16981	0.6831
23	1992/04	2	22.9656	3.134	0.69315
24	1992/05	2.23	21.6549	3.07523	0.802
25	1992/06	2.4	21.7534	3.07977	0.87547

Continúa cuadro...

26	1992/07	2.38	21.7284	3.07862	0.8671
27	1992/08	2.35	20.3082	3.01102	0.85442
28	1992/09	2.2	19.9415	2.9928	0.78846
29	1992/10	2.2	19.9872	2.99509	0.78846
30	1992/11	2.15	19.9168	2.99156	0.76547
31	1992/12	2.1	19.868	2.98911	0.74194
32	1993/01	2.05	19.7199	2.98163	0.71784
33	1993/02	2	18.7581	2.93163	0.69315
34	1993/03	1.96	17.4857	2.86138	0.67294
35	1993/04	1.9	17.0159	2.83415	0.64185
36	1993/05	1.9	16.3281	2.79289	0.64185
37	1993/06	1.89	15.6519	2.75059	0.63658
38	1993/07	1.9	15.2958	2.72758	0.64185
39	1993/08	1.9	15.9828	2.77152	0.64185
40	1993/09	1.8	16.0569	2.77614	0.58779
41	1993/10	1.85	18.7079	2.92895	0.61519
42	1993/11	2.08	24.9737	3.21782	0.73237
43	1993/12	2.34	27.2628	3.30552	0.85015

Fuentes: Cuadro A1.1.1-7

A1.1.3 Análisis de Cointegración Arroz Morelos Vs Arroz de EEUU

Mercado del DF

Período Enero De 1994 a diciembre de 2001.

Las principales conclusiones son:

- e) La serie de logaritmos del precio del arroz Morelos en DF es no estacionaria, ya que los valores de probabilidad de T del modelo con ordenada al origen son de 0.4247, 0.4189 y 0.3420, superiores a los valores críticos de probabilidad de 0.05 y 0.10. (Cuadro A1.1.3-1) Pero su primera diferencia sí lo es, ya que el valor de probabilidad de T es inferior al 0.0001, como se ve en el Cuadro A1.1.3-2. Entonces la primera serie es I (1).

Cuadro A1.1.3-1 PRUEBA ADF DE LOG PRECIO MORELOS DF

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-1.6763	0.0885	
	1	-1.6083	0.1013	
	2	-1.6680	0.0900	
Single Mean	0	-1.7068	0.4247	
	1	-1.7182	0.4189	
	2	-1.8762	0.3420	
Trend	0	-1.6160	0.7796	
	1	-2.0494	0.5671	
	2	-1.9338	0.6295	

Fuente: Elaboración en base al cuadro A1.1.3-7

Cuadro A1.1.3-2 PRUEBA ADF DE PRIMERA DIFERENCIA DE LOG PRECIO

MORELOS DF

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests			
Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean	0	-8.4413	0.0001
	1	-6.8611	0.0001
	2	-6.0472	0.0001
Single Mean	0	-8.3962	0.0001
	1	-6.8237	0.0001
	2	-6.0140	0.0001
Trend	0	-8.4910	0.0001
	1	-6.9812	0.0001
	2	-6.2543	0.0001

Fuente: Elaboración en base al cuadro A1.1.3-7

- f) La serie LPUSA no es estacionaria como se ve en el cuadro A1.1.3-3, ya que los valores de probabilidad de los modelos con ordenada al origen: 0.4705, 0.4572 y 0.5337, son superiores a los valores críticos de 0.01, 0.05 y 0.01. Pero su primera diferencia sí lo es, como se ve en el cuadro A1.1.3-4, ya que los valores de probabilidad de T son todos de 0.0001, inferiores a los valores críticos seleccionados de 0.01, 0.05 o de 0.01. Es decir, la serie LPUSA es I(1).

Cuadro A1.1.3-3 PRUEBA ADF DE LOG PRECIO EEUU EN MEXICO

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean		0	-1.6180	0.0994
		1	-1.6485	0.0936
		2	-1.4921	0.1265
Single Mean		0	-1.6166	0.4705
		1	-1.6425	0.4572
		2	-1.4920	0.5337
Trend		0	-0.7055	0.9695
		1	-1.2070	0.9029
		2	-0.9163	0.9494

Fuente: Elaboración en base al cuadro A1.1.3-7

**Cuadro A1.1.3-4 PRUEBA ADF DE PRIMERA DIFERENCIA DE LOG PRECIO
DE EEUU**

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean		0	-5.7208	0.0001
		1	-5.9843	0.0001
		2	-5.1011	0.0001
Single Mean		0	-5.6903	0.0001
		1	-5.9514	0.0001
		2	-5.0716	0.0001
Trend		0	-6.0373	0.0001
		1	-6.3203	0.0001
		2	-5.5193	0.0001

Fuente: Elaboración en base al cuadro A1.1.3-7

- g) Los residuales del Modelo de Cointegración no fueron estacionarios, como se ve en el cuadro A1.1.3-5, ya que los valores de probabilidad del modelo sin ordenada al origen de 0.7182, 0.5269 y 0.4650 son superiores a los valores críticos de 0.001, 0.05 o de 0.1, por lo que se concluye que las series LPMO y LPUSA en el periodo en estudio, no son cointegradas. La evidencia empírica no rechaza la hipótesis de que no rige la ley del precio único en ambos mercados.

Cuadro A1.1.3-5 PRUEBA DE ESTACIONARIDAD DE RESIDUALES

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	0.1186	0.7182	
	1	-0.4243	0.5269	
	2	-0.5751	0.4650	
Single Mean	0	0.1670	0.9691	
	1	-0.3449	0.9130	
	2	-0.4774	0.8899	
Trend	0	-1.8691	0.6633	
	1	-2.1643	0.5035	
	2	-2.1767	0.4966	

Fuente: Elaboración en base al cuadro A1.1.3-7

- h) La regresión de LPMO sobre LPUSA, es espuria.

Esa regresión, en base al Cuadro A1.1.3-6, es:

$$\text{LPMO} = 0.421138 + 0.525345 \text{ LPUSA}$$

Cuadro A1.1.3-6 MODELO DE COINTEGRACION MORELOS VS EEUU

Analysis of Variance					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	1	3.71808	3.71808	24.552	0.0001
Error	94	14.23496	0.15144		
C Total	95	17.95304			
Root MSE	0.38915	R-square	0.2071		
Dep Mean	1.70834	Adj R-sq	0.1987		
C.V.	22.77922				
Parameter Estimates					
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	
INTERCEP	1	-0.421138	0.43159397	-0.976	
LPUSA	1	0.525345	0.10602272	4.955	
Variable	DF	Prob > T			
INTERCEP	1	0.3317			
LPUSA	1	0.0001			

Fuente: Elaboración en base al cuadro A1.1.3-7

Se reportan a continuación los resultados que amparan las conclusiones arriba expuestas.

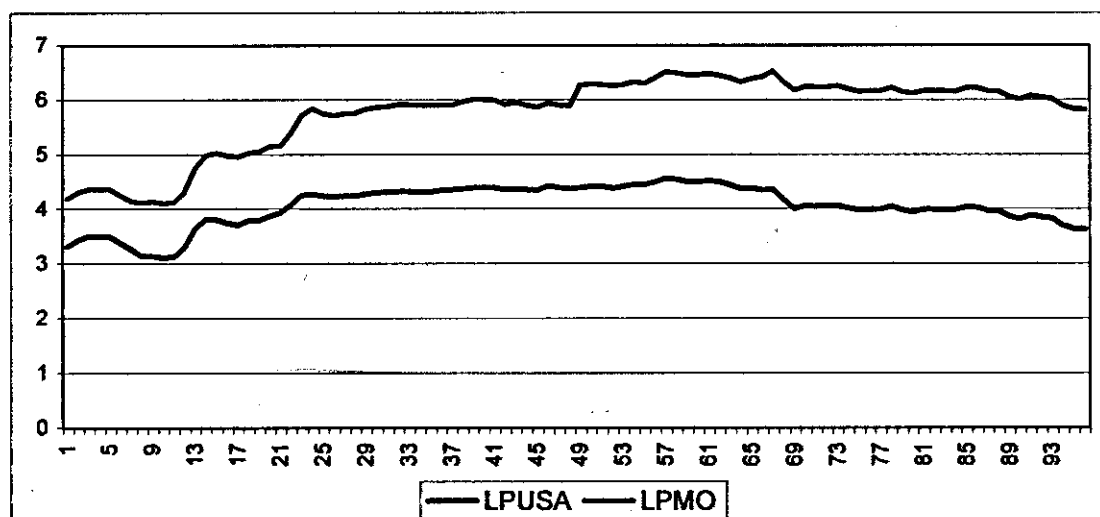


Figura A1-3. Arroz Morelos DF y EEUU 1994-2001

Fuente: Elaboración en base al cuadro A.1.1.3-7

Cuadro A1.1.3-7. Precios Arroz Morelos DF y de EEUU 1994 - 2001

OBS	TIEMPO	PRARMODF*	PRARUSA**	LPUSA	LPMO
44	1994/01	2.4	27.6984	3.32137	0.87547
45	1994/02	2.4	31.1578	3.43906	0.87547
46	1994/03	2.38	33.2765	3.50485	0.8671
47	1994/04	2.4	32.8398	3.49164	0.87547
48	1994/05	2.4	32.8037	3.49054	0.87547
49	1994/06	2.4	29.4573	3.38294	0.87547
50	1994/07	2.43	26.1506	3.26387	0.88789
51	1994/08	2.62	23.2213	3.14507	0.96317
52	1994/09	2.7	23.1641	3.1426	0.99325
53	1994/10	2.7	22.2808	3.10373	0.99325
54	1994/11	2.72	22.8099	3.12719	1.00063
55	1994/12	2.78	26.8613	3.29069	1.02245
56	1995/01	3.05	38.136	3.64116	1.11514
57	1995/02	3.28	44.8817	3.80403	1.18784
58	1995/03	3.44	44.6376	3.79858	1.23547
59	1995/04	3.5	41.8912	3.73508	1.25276
60	1995/05	3.5	40.8504	3.70992	1.25276
61	1995/06	3.5	43.8377	3.78049	1.25276
62	1995/07	3.58	44.0316	3.78491	1.27536
63	1995/08	3.6	48.1041	3.87337	1.28093
64	1995/09	3.48	50.4654	3.92129	1.24703
65	1995/10	3.78	59.3261	4.08305	1.32972

Continúa cuadro...

66	1995/11	4.31	70.5716	4.25663	1.46094
67	1995/12	4.75	72.3719	4.28182	1.55814
68	1996/01	4.5	69.9473	4.24774	1.50408
69	1996/02	4.38	68.9645	4.23359	1.47705
70	1996/03	4.5	69.5115	4.24149	1.50408
71	1996/04	4.58	69.6369	4.2433	1.5217
72	1996/05	4.7	72.2092	4.27957	1.54756
73	1996/06	4.8	73.7195	4.30027	1.56862
74	1996/07	4.78	74.6561	4.31289	1.56444
75	1996/08	4.88	75.7793	4.32783	1.58515
76	1996/09	4.9	75.342	4.32204	1.58924
77	1996/10	4.9	74.4718	4.31042	1.58924
78	1996/11	4.9	74.2731	4.30775	1.58924
79	1996/12	4.75	77.2206	4.34667	1.55814
80	1997/01	4.72	77.7622	4.35366	1.55181
81	1997/02	4.95	78.7366	4.36611	1.59939
82	1997/03	4.98	81.1736	4.39659	1.60543
83	1997/04	5	81.3556	4.39883	1.60944
84	1997/05	5	80.4913	4.38815	1.60944
85	1997/06	4.73	78.5565	4.36382	1.55393
86	1997/07	4.92	78.21	4.3594	1.59331
87	1997/08	4.68	77.7507	4.35351	1.5433
88	1997/09	4.6	77.0933	4.34502	1.52606
89	1997/10	4.52	84	4.43082	1.50851
90	1997/11	4.5	80.7793	4.39172	1.50408
91	1997/12	4.58	78.7951	4.36685	1.5217
92	1998/01	6.5	81.1058	4.39575	1.8718
93	1998/02	6.5	83.0993	4.42004	1.8718
94	1998/03	6.48	82.4368	4.41203	1.86872
95	1998/04	6.5	79.806	4.3796	1.8718
96	1998/05	6.4	82.8254	4.41673	1.8563
97	1998/06	6.45	85.8464	4.45256	1.86408
98	1998/07	6.4	85.3865	4.44719	1.8563
99	1998/08	6.65	90.0099	4.49992	1.89462
100	1998/09	7	96.084	4.56522	1.94591
101	1998/10	7	93.7983	4.54115	1.94591
102	1998/11	7	90.1098	4.50103	1.94591
103	1998/12	7	90.1628	4.50162	1.94591
104	1999/01	7	92.4726	4.52691	1.94591

Continúa cuadro...

105	1999/02	7	89.6958	4.49642	1.94591
106	1999/03	7	85.0225	4.44292	1.94591
107	1999/04	7.05	78.9995	4.36944	1.95303
108	1999/05	7.35	79.9654	4.38159	1.9947
109	1999/06	7.92	77.3025	4.34773	2.06939
110	1999/07	8.7	77.7266	4.3532	2.16332
111	1999/08	8.6	65.0278	4.17481	2.15176
112	1999/09	8.84	54.1297	3.99138	2.17929
113	1999/10	8.95	57.509	4.05194	2.19165
114	1999/11	8.9	56.6964	4.03771	2.18605
115	1999/12	8.82	57.76	4.0563	2.17702
116	2000/01	9	57.792	4.05685	2.19722
117	2000/02	8.9	55.1132	4.00939	2.18605
118	2000/03	8.8	52.8746	3.96792	2.17475
119	2000/04	8.8	54.0328	3.98959	2.17475
120	2000/05	8.78	53.5413	3.98045	2.17248
121	2000/06	8.8	57.072	4.04431	2.17475
122	2000/07	8.8	52.8558	3.96757	2.17475
123	2000/08	8.8	51.5088	3.94175	2.17475
124	2000/09	8.8	53.9968	3.98892	2.17475
125	2000/10	8.8	53.654	3.98256	2.17475
126	2000/11	8.92	53.2035	3.97412	2.1883
127	2000/12	8.64	54.04	3.98972	2.1564
128	2001/01	8.85	56.5546	4.03521	2.18042
129	2001/02	9	55.444	4.01537	2.19722
130	2001/03	9	52.5585	3.96193	2.19722
131	2001/04	9.05	51.6907	3.94528	2.20276
132	2001/05	9	47.2255	3.85493	2.19722
133	2001/06	9	45.2904	3.8131	2.19722
134	2001/07	9	48.1425	3.87417	2.19722
135	2001/08	9	46.971	3.84953	2.19722
136	2001/09	9	45.4937	3.81757	2.19722
137	2001/10	9	40.378	3.69828	2.19722
138	2001/11	9	37.6584	3.62856	2.19722
139	2001/12	9	37.4644	3.62339	2.19722

Fuentes: Cuadro A1.1-7

APENDICE 2

ARROZ TIPO SINALOA EN MÉXICO Y EN ESTADOS UNIDOS

A2 Arroz Tipo Sinaloa En El DF y Arroz En EEUU

A2.1 Análisis de Cointegración Arroz Sinaloa Vs Arroz de EEUU

Mercado del DF

Período enero de 1991 a diciembre de 2001.

Los principales resultados a los que se llega son:

- a) La serie de logaritmos del precio del arroz Sinaloa en DF es de raíz unitaria, es decir es no estacionaria, ya que los valores de probabilidad de T en el modelo con ordenada al origen: 0.4209, 0.5053 y 0.4875, que se observan en el cuadro A2.1-1, son superiores a los valores críticos de 0.10, 0.05 y 0.01. Pero su primera diferencia sí lo es, ya que los valores de probabilidad de T para todos los modelos, son no mayores a 0.0002 como se observa en el cuadro A2.1-2. Esto indica que se puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria en la serie de primera diferencia de los precios del arroz tipo Morelos en el DF. Entonces la serie de logaritmos de los precios del arroz tipo Morelos en el DF es $I(1)$.

Cuadro A2.1-1. PRUEBA ADF DE LOG PRECIO SINALOA EN EL DF

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-1.7074	0.0832	
	1	-1.5345	0.1171	
	2	-1.5547	0.1127	
Single Mean	0	-1.7160	0.4209	
	1	-1.5505	0.5053	
	2	-1.5852	0.4875	
Trend	0	-0.3150	0.9895	
	1	-1.2239	0.9008	
	2	-0.9756	0.9431	

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.1-8

Cuadro A2.1-2 PRUEBA ADF DE PRIMERA DIFERENCIA DE LOG PRECIO SINALOA EN DF

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-6.8354	0.0001	
	1	-6.5547	0.0001	
	2	-5.1121	0.0001	
Single Mean	0	-6.8087	0.0001	
	1	-6.5287	0.0001	
	2	-5.0914	0.0001	
Trend	0	-6.8898	0.0001	
	1	-6.6608	0.0001	
	2	-5.2280	0.0002	

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.1-8

- b) La serie LPUSA posee raíz unitaria, no es estacionaria, ya que los valores de probabilidad de T del modelo con ordenada al origen, de 0.5511, 0.5042 y 0.5711,

que se ven en el cuadro A2.1-3 son superiores a los valores críticos de probabilidad de 0.10, 0.05 y 0.01. Pero la serie de su primera diferencia no posee raíz unitaria, ya que los valores de probabilidad de T son de 0,0001 en todos lo modelos, como se ve en cuadro A2.1-4 inferiores a los valores críticos ya señalados. Es decir, la serie LPUSA es I (1).

Cuadro A2.1-3 PRUEBA ADF DE LOG PRECIO EEUU EN MEXICO

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-1.4599	0.1346	
	1	-1.5518	0.1133	
	2	-1.4141	0.1462	
Single Mean	0	-1.4602	0.5511	
	1	-1.5525	0.5042	
	2	-1.4200	0.5711	
Trend	0	0.1924	0.9978	
	1	-1.0429	0.9336	
	2	-0.6665	0.9730	

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.1-8

Cuadro A1.2.1-4 PRUEBA ADF DE PRIMERA DIFERENCIA DE LOG PRECIO EEUU

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-6.5325	0.0001	
	1	-6.5885	0.0001	
	2	-5.2491	0.0001	
Single Mean	0	-6.5073	0.0001	
	1	-6.5624	0.0001	
	2	-5.2269	0.0001	
Trend	0	-6.6133	0.0001	
	1	-6.7073	0.0001	
	2	-5.3609	0.0001	

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.1-8

- c) La serie de los residuales del Modelo de Cointegración no contiene raíz unitaria. La hipótesis de raíz unitaria se rechaza ya que los valores de probabilidad de los modelos sin ordenada al origen de 0.0595, 0.0063 y 0.0528 son inferiores al nivel crítico de 0.10, como se ve en el cuadro A2.1-5 por lo que se concluye que las series LPMO y LPUSA en el periodo en estudio, sí son cointegradas.

**Cuadro A2.1-5 PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA DE LOS RESIDUALES DEL
MODELO DE COINTEGRACION**

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean	0	-1.8650	0.0595	
	1	-2.7468	0.0063	
	2	-1.9193	0.0528	
Single Mean	0	-1.8412	0.3591	
	1	-2.7102	0.0753	
	2	-1.8631	0.3486	
Trend	0	-2.7401	0.2225	
	1	-3.7661	0.0215	
	2	-2.7722	0.2102	

Fuente: Elaboración en base al cuadro A1.2.1-7

- d) Con base en que las series en estudio son cointegradas, puede concluirse que la regresión de LPMO sobre LPUSA, no es espuria.

El modelo estimado, que se construye sobre la base de los resultados de regresión del cuadro A2.1-6 es:

$$LPSIN = 1.187312 + 0.834832 LPUSA$$

Cuadro A2.1-6 MODELO DE COINTEGRACION SINALOA EN DF VS EEUU

Analysis of Variance					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	1	29.20216	29.20216	2802.394	0.0001
Error	130	1.35466	0.01042		
C Total	131	30.55682			
Root MSE		0.10208	R-square	0.9557	
Dep Mean		1.15195	Adj R-sq	0.9553	
C.V.		8.86157			
Parameter Estimates					
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	
INTERCEP	1	1.187312	0.00891005	133.255	
LPUSA	1	0.834832	0.01577011	52.938	
Variable	DF	Prob > T			
INTERCEP	1	0.0001			
LPUSA	1	0.0001			

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.1-8

c) Integración de los mercados.

Puede rechazarse la hipótesis de no integración de los mercados de arroz tipo Sinaloa y arroz en EEUU, ya que el valor de probabilidad de T del parámetro b1 es de 0.0001, como se ve en el cuadro A2.1-6 y es inferior a los valores críticos convencionales de 0.10, 0.05 y 0.001 e indica que se puede rechazar la hipótesis de no integración de mercados.

f) Precio Único.

La hipótesis de que $B1=1$, se pone a prueba y sus resultados se muestran en el Cuadro A2.1-7. Como puede verse, la hipótesis debe rechazarse ya que el valor de probabilidad de F es de 0.0001, inferior a los valores críticos de 0.1, 0.05 ó de 0.01.:

Cuadro A2.1-7 Prueba de que $B1=1$

Dependent Variable: LSINDF				
Test:	Numerator:	1.1430	DF: 1	F value: 109.6922
	Denominator:	0.01042	DF: 130	Prob>F: 0.0001

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.1-8

El gráfico de las series, de la figura A2.1-1, muestra el comportamiento de trayectorias de pareja típico de las series cointegradas. El cuadro A2.1-8 proporciona todos los datos del análisis de las series.

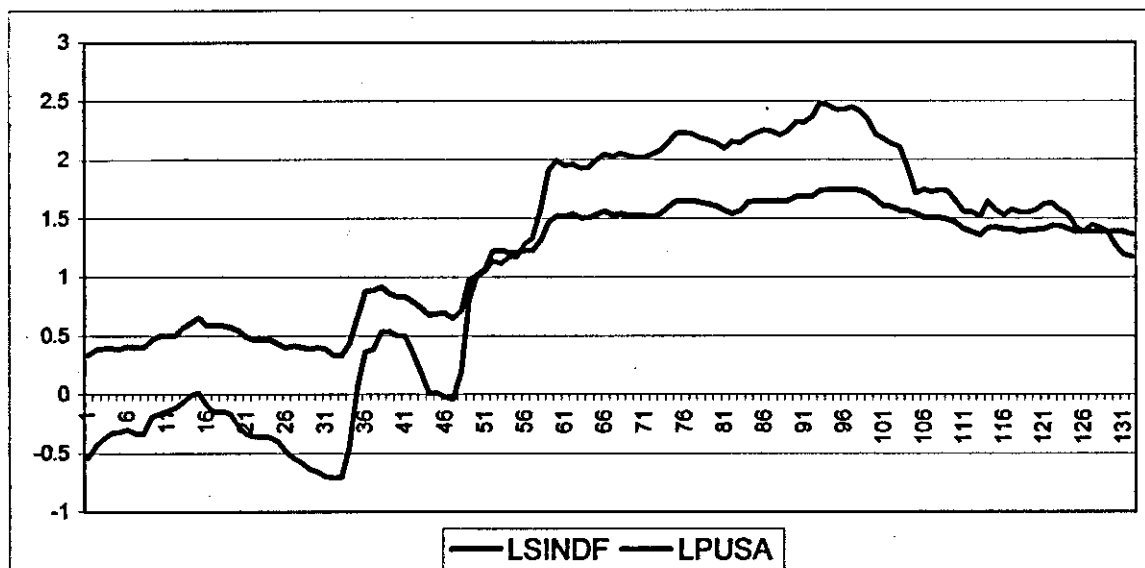


Figura A2.1-1 Arroz Sinaloa y EEUU 1991-2001

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.1-8

Cuadro A2.1-8 Datos Arroz Sinaloa y USA 1991-2001

OBS	TIEMPO	PRESINDF*	PUSA**	PRARUSA	LSINDF	LPUSA
1	1991/01	1.41	0.41583	0.14075	0.34359	-0.87748
2	1991/02	1.475	0.44085	0.14868	0.38866	-0.81906
3	1991/03	1.488	0.46383	0.15573	0.39743	-0.76823
4	1991/04	1.488	0.48933	0.16366	0.39743	-0.71471
5	1991/05	1.48	0.4922	0.16388	0.39204	-0.70886
6	1991/06	1.513	0.4937	0.16366	0.41409	-0.70582
7	1991/07	1.5	0.48101	0.15881	0.40547	-0.73188
8	1991/08	1.5	0.47975	0.15771	0.40547	-0.73449
9	1991/09	1.6	0.51592	0.16894	0.47	-0.66181
10	1991/10	1.65	0.51644	0.1685	0.50078	-0.66079
11	1991/11	1.65	0.52989	0.17269	0.50078	-0.63508
12	1991/12	1.66	0.53941	0.17577	0.50682	-0.61729
13	1992/01	1.776	0.5292	0.17269	0.57436	-0.63639
14	1992/02	1.85	0.53692	0.17555	0.61519	-0.6219
15	1992/03	1.938	0.52429	0.17137	0.66166	-0.6457
16	1992/04	1.81	0.50585	0.16432	0.59333	-0.68151
17	1992/05	1.813	0.47698	0.15815	0.59498	-0.74028
18	1992/06	1.813	0.47915	0.15352	0.59498	-0.73574
19	1992/07	1.78	0.4786	0.15396	0.57661	-0.73689
20	1992/08	1.738	0.44732	0.14537	0.55274	-0.80449
21	1992/09	1.64	0.43924	0.14119	0.4947	-0.82271

Continúa cuadro...

22	1992/10	1.6	0.44025	0.14097	0.47	-0.82042
23	1992/11	1.6	0.4387	0.14097	0.47	-0.82395
24	1992/12	1.6	0.43762	0.14053	0.47	-0.8264
25	1993/01	1.55	0.43436	0.13987	0.43825	-0.83388
26	1993/02	1.5	0.41317	0.13348	0.40547	-0.88389
27	1993/03	1.52	0.38515	0.12401	0.41871	-0.95413
28	1993/04	1.5	0.3748	0.12115	0.40547	-0.98136
29	1993/05	1.48	0.35965	0.1152	0.39204	-1.02263
30	1993/06	1.5	0.34475	0.11057	0.40547	-1.06492
31	1993/07	1.48	0.33691	0.10793	0.39204	-1.08793
32	1993/08	1.4	0.35204	0.11322	0.33647	-1.044
33	1993/09	1.4	0.35368	0.11366	0.33647	-1.03937
34	1993/10	1.55	0.41207	0.13238	0.43825	-0.88656
35	1993/11	1.95	0.55008	0.17489	0.66783	-0.59769
36	1993/12	2.4	0.6005	0.19339	0.87547	-0.50999
37	1994/01	2.43	0.6101	0.19648	0.88789	-0.49414
38	1994/02	2.5	0.6863	0.22004	0.91629	-0.37645
39	1994/03	2.36	0.73296	0.22247	0.85866	-0.31066
40	1994/04	2.3	0.72334	0.21586	0.83291	-0.32387
41	1994/05	2.3	0.72255	0.21806	0.83291	-0.32497
42	1994/06	2.2	0.64884	0.19295	0.78846	-0.43257
43	1994/07	2.1	0.576	0.16938	0.74194	-0.55164
44	1994/08	1.98	0.51148	0.15132	0.6831	-0.67044
45	1994/09	2	0.51022	0.15022	0.69315	-0.67291
46	1994/10	2	0.49077	0.14361	0.69315	-0.71179
47	1994/11	1.92	0.50242	0.14604	0.65233	-0.68832
48	1994/12	2.05	0.59166	0.14537	0.71784	-0.52482
49	1995/01	2.65	0.84	0.15044	0.97456	-0.17435
50	1995/02	2.75	0.98858	0.14846	1.0116	-0.01148
51	1995/03	2.91	0.98321	0.14692	1.06815	-0.01693
52	1995/04	3.38	0.92271	0.14868	1.21788	-0.08044
53	1995/05	3.4	0.89979	0.15132	1.22378	-0.1056
54	1995/06	3.35	0.96559	0.15551	1.20896	-0.03502
55	1995/07	3.35	0.96986	0.15837	1.20896	-0.03061
56	1995/08	3.4	1.05956	0.17115	1.22378	0.05785
57	1995/09	3.4	1.11157	0.17643	1.22378	0.10578
58	1995/10	3.73	1.30674	0.19471	1.31641	0.26754
59	1995/11	4.32	1.55444	0.20286	1.46326	0.44112
60	1995/12	4.6	1.59409	0.20815	1.52606	0.46631
61	1996/01	4.56	1.54069	0.20617	1.51732	0.43223

Continúa cuadro...

62	1996/02	4.67	1.51904	0.20242	1.54116	0.41808
63	1996/03	4.5	1.53109	0.20264	1.50408	0.42598
64	1996/04	4.5	1.53385	0.20595	1.50408	0.42778
65	1996/05	4.64	1.59051	0.21432	1.53471	0.46406
66	1996/06	4.78	1.62378	0.2152	1.56444	0.48476
67	1996/07	4.61	1.64441	0.21608	1.52823	0.49738
68	1996/08	4.68	1.66915	0.22247	1.5433	0.51231
69	1996/09	4.6	1.65952	0.22026	1.52606	0.50653
70	1996/10	4.6	1.64035	0.21278	1.52606	0.49491
71	1996/11	4.6	1.63597	0.20727	1.52606	0.49224
72	1996/12	4.55	1.70089	0.2163	1.51513	0.53115
73	1997/01	4.68	1.71282	0.21916	1.5433	0.53814
74	1997/02	4.95	1.73429	0.22247	1.59939	0.5506
75	1997/03	5.2	1.78797	0.22467	1.64866	0.58108
76	1997/04	5.2	1.79197	0.22687	1.64866	0.58332
77	1997/05	5.2	1.77294	0.22467	1.64866	0.57264
78	1997/06	5.15	1.73032	0.21806	1.639	0.54831
79	1997/07	5.08	1.72269	0.22026	1.62531	0.54389
80	1997/08	4.98	1.71257	0.21894	1.60543	0.538
81	1997/09	4.8	1.69809	0.2185	1.56862	0.5295
82	1997/10	4.66	1.85022	0.22026	1.53902	0.6153
83	1997/11	4.8	1.77928	0.2163	1.56862	0.57621
84	1997/12	5.16	1.73557	0.2152	1.64094	0.55134
85	1998/01	5.2	1.78647	0.21079	1.64866	0.58024
86	1998/02	5.2	1.83038	0.21476	1.64866	0.60452
87	1998/03	5.2	1.81579	0.213	1.64866	0.59652
88	1998/04	5.2	1.75784	0.20705	1.64866	0.56409
89	1998/05	5.2	1.82435	0.20661	1.64866	0.60122
90	1998/06	5.4	1.89089	0.21101	1.6864	0.63705
91	1998/07	5.4	1.88076	0.21101	1.6864	0.63168
92	1998/08	5.4	1.9826	0.19846	1.6864	0.68441
93	1998/09	5.67	2.11639	0.20749	1.73519	0.74971
94	1998/10	5.7	2.06604	0.20507	1.74047	0.72563
95	1998/11	5.7	1.9848	0.19868	1.74047	0.68552
96	1998/12	5.7	1.98596	0.20044	1.74047	0.6861
97	1999/01	5.7	2.03684	0.20022	1.74047	0.7114
98	1999/02	5.68	1.97568	0.19868	1.73695	0.68091
99	1999/03	5.54	1.87274	0.1967	1.71199	0.6274
100	1999/04	5.28	1.74008	0.187	1.66393	0.55393
101	1999/05	5	1.76135	0.18084	1.60944	0.56608

Continúa cuadro...

102	1999/06	4.96	1.7027	0.18172	1.60141	0.53221
103	1999/07	4.8	1.71204	0.18194	1.56862	0.53769
104	1999/08	4.78	1.43233	0.15286	1.56444	0.3593
105	1999/09	4.66	1.19228	0.12731	1.53902	0.17587
106	1999/10	4.53	1.26672	0.1315	1.51072	0.23643
107	1999/11	4.5	1.24882	0.1326	1.50408	0.2222
108	1999/12	4.5	1.27225	0.13392	1.50408	0.24078
109	2000/01	4.43	1.27295	0.1326	1.4884	0.24134
110	2000/02	4.3	1.21395	0.12952	1.45862	0.19388
111	2000/03	4.08	1.16464	0.12577	1.4061	0.15241
112	2000/04	4	1.19015	0.12665	1.38629	0.17408
113	2000/05	3.88	1.17932	0.12401	1.35584	0.16494
114	2000/06	4.12	1.25709	0.12775	1.41585	0.2288
115	2000/07	4.15	1.16422	0.12445	1.42311	0.15205
116	2000/08	4.08	1.13456	0.12335	1.4061	0.12624
117	2000/09	4.07	1.18936	0.12599	1.40364	0.17341
118	2000/10	4	1.18181	0.12357	1.38629	0.16704
119	2000/11	4.03	1.17188	0.12401	1.39377	0.15861
120	2000/12	4.06	1.19031	0.12335	1.40118	0.17421
121	2001/01	4.08	1.2457	0.12863	1.4061	0.21969
122	2001/02	4.2	1.22123	0.12599	1.43508	0.19986
123	2001/03	4.18	1.15768	0.12225	1.43031	0.14641
124	2001/04	4.1	1.13856	0.12313	1.41099	0.12977
125	2001/05	4	1.04021	0.11344	1.38629	0.03942
126	2001/06	4	0.99759	0.11035	1.38629	-0.00242
127	2001/07	4	1.06041	0.11564	1.38629	0.05865
128	2001/08	4	1.0346	0.11233	1.38629	0.03402
129	2001/09	4	1.00206	0.10529	1.38629	0.00206
130	2001/10	4	0.88938	0.09604	1.38629	-0.11723
131	2001/11	3.98	0.82948	0.08987	1.38128	-0.18696
132	2001/12	3.9	0.82521	0.09009	1.36098	-0.1921

*Precios Mensuales Promedio del Arroz Tipo Sinaloa, \$/kg. Central de Abastos de Iztapalapa, DF. Fuente: SNIIM, Anuarios de Granos y Semillas, varios años.

** Precios Mensuales Promedio del Arroz, al tipo de cambio interbancario promedio mensual de todos los tipos, en EEUU, en Pesos por CWT. Fuente: Página Web del NASS/USDA. Tipo de Cambio: INEGI, SIEM, Página Electrónica.

A2.2 Cointegración de series log de Precio de arroz tipo Sinaloa y de log de precios de Arroz de EEUU

Mercado: DF

Período: enero de 1991 a diciembre de 1993

Los resultados son:

- a) La serie de logaritmos de precios del arroz Sinaloa en DF no son estacionarios, ya que los valores de probabilidad de T en modelos con ordenada al origen son: 0.99662, 0.4155 y 0.4488 que pueden verse en el cuadro A2.2-1 son superiores a los valores críticos de 0.10, 0.05 y 0.001 que tomamos como referencia. Tampoco lo son su primera (valores de probabilidad de 0.6474, 0.4308 y 0.5499, ver cuadro A2.2-2) ni su segunda diferencia (valores de probabilidad de 0.9871, 0.2197 y 0.9110, ver cuadro A2.2-3)

Cuadro A2.2-1 PRUEBA ADF DE LOG PRECIO SINALOA EN EL DF

ARIMA Procedure				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean	0	-0.0134	0.6719	
	1	-1.8454	0.0623	
	2	-1.7709	0.0726	
Single Mean	0	0.1634	0.9662	
	1	-1.7145	0.4155	
	2	-1.6460	0.4488	
Trend	0	0.1376	0.9965	
	1	-1.6189	0.7642	
	2	-1.5629	0.7857	

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.2-9

Cuadro A2.2-2 PRUEBA ADF DE PRIMERA DIFERENCIA DE LOG PRECIO

SINALOA EN DF

ARIMA Procedure				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean		0	-1.3091	0.1717
		1	-1.8603	0.0604
		2	-1.6770	0.0876
Single Mean	0		-1.2355	0.6474
	1		-1.6827	0.4308
	2		-1.4410	0.5499
Trend	0		-1.3795	0.8485
	1		-1.4812	0.8154
	2		-0.9924	0.9313

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.2-9

Cuadro A2.2-3 PRUEBA ADF DE SEGUNDA DIFERENCIA DE LOG PRECIO

SINALOA EN DF

ARIMA Procedure				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean		0	0.4142	0.7967
		1	-2.3992	0.0179
		2	-0.6858	0.4115
Single Mean	0		0.5836	0.9871
	1		-2.1724	0.2197
	2		-0.3182	0.9110
Trend	0		0.6723	0.9994
	1		-1.7907	0.6862
	2		0.5861	0.9991

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.2-9

- b) La serie de arroz de EEUU en ese período posee raíz unitaria, ya que los valores de probabilidad de T: 0.8316, 0.2311 y 0.2971, que se observan en el cuadro A2.2.-4, son superiores a los valores críticos de 0.10, 0.05 y 0.01. También su primera diferencia posee raíz unitaria, ya que los valores de probabilidad de T: 0.0665, 0.1844 y 0.7424 que se ven en los modelos con ordenada al origen del cuadro A2.2.-5 son en su mayor parte superiores a los valores críticos de 0.10, 0.05 y 0.01. La segunda diferencia también es de raíz unitaria, pues los valores de probabilidad de T de los modelos con ordenada al origen, de 0.9106, 0.5791 y 0.7919 que se observan en el cuadro A2.2.-6 son superiores a los valores críticos ya señalados.

Cuadro A2.2-4 PRUEBA ADF DE LOG PRECIO EEUU EN MEXICO

ARIMA Procedure				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-0.7630	0.3790	
	1	-2.2019	0.0284	
	2	-2.0144	0.0434	
Single Mean	0	-0.7089	0.8316	
	1	-2.1402	0.2311	
	2	-1.9727	0.2971	
Trend	0	-0.2395	0.9893	
	1	-2.0068	0.5774	
	2	-1.8809	0.6423	

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.2-9

Cuadro A2.2-5 PRUEBA ADF DE PRIMERA DIFERENCIA DE LOG PRECIO

EEUU

ARIMA Procedure				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-2.8595	0.0055	
	1	-2.3317	0.0210	
	2	-1.1296	0.2292	
Single Mean	0	-2.8144	0.0665	
	1	-2.2784	0.1844	
	2	-0.9963	0.7427	
Trend	0	-2.8918	0.1775	
	1	-2.0452	0.5563	
	2	-0.0028	0.9944	

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.2-9

Cuadro A2.2-6 PRUEBA ADF DE SEGUNDA DIFERENCIA DE LOG PRECIO

EEUU

ARIMA Procedure				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-0.3985	0.5315	
	1	-1.5188	0.1184	
	2	-1.0617	0.2539	
Single Mean	0	-0.3245	0.9106	
	1	-1.3806	0.5791	
	2	-0.8448	0.7919	
Trend	0	-0.3633	0.9848	
	1	-0.5504	0.9753	
	2	0.2840	0.9976	

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.2-9

- c) La serie de los residuales del modelo de cointegración poseen raíz unitaria: los valores de probabilidad de los modelos sin ordenada al origen son 0.5524, 0.3927 y 0.3446, que se observan en el cuadro A2.2.-7 son superiores a los valores críticos seleccionados. Entonces, **las series de interés no son cointegradas**, en el período analizado.

Cuadro A2.2.-7 PRUEBA DE ESTACIONARIDAD DE RESIDUALES

Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean	0	-0.3463	0.5524
	1	-0.7311	0.3927
	2	-0.8409	0.3446
Single Mean	0	-0.2196	0.9267
	1	-0.6244	0.8521
	2	-0.7406	0.8225
Trend	0	-1.3140	0.8674
	1	-2.0125	0.5743
	2	-2.0616	0.5476

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.2-9

El modelo no cointegrado, ver cuadro A2.2-8 es:

$$LPSIN = 0.905394 + 0.537696 LPUSA$$

Cuadro A2.2-7 MODELO DE COINTEGRACION SINALOA EN DF VS EEUU

Analysis of Variance					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	1	0.22067	0.22067	32.391	0.0001
Error	34	0.23163	0.00681		
C Total	35	0.45231			
Root MSE		0.08254	R-square	0.4879	
Dep Mean		0.48064	Adj R-sq	0.4728	
C.V.		17.17279			
Parameter Estimates					
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	
INTERCEP	1	0.905394	0.07588912	11.930	
LPUSA	1	0.537696	0.09447649	5.691	
Variable	DF	Prob > T			
INTERCEP	1	0.0001			
LPUSA	1	0.0001			

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.2-9

Se anexa la gráfica de los logaritmos de los precios del arroz Sinaloa en este primer periodo, en la figura A2.2.-1, así como los datos de precios del arroz tipo Sinaloa en el DF y en EEUU, que se tomaron como referencia para el análisis de raíz unitaria y de cointegración en el cuadro A2.2-9.

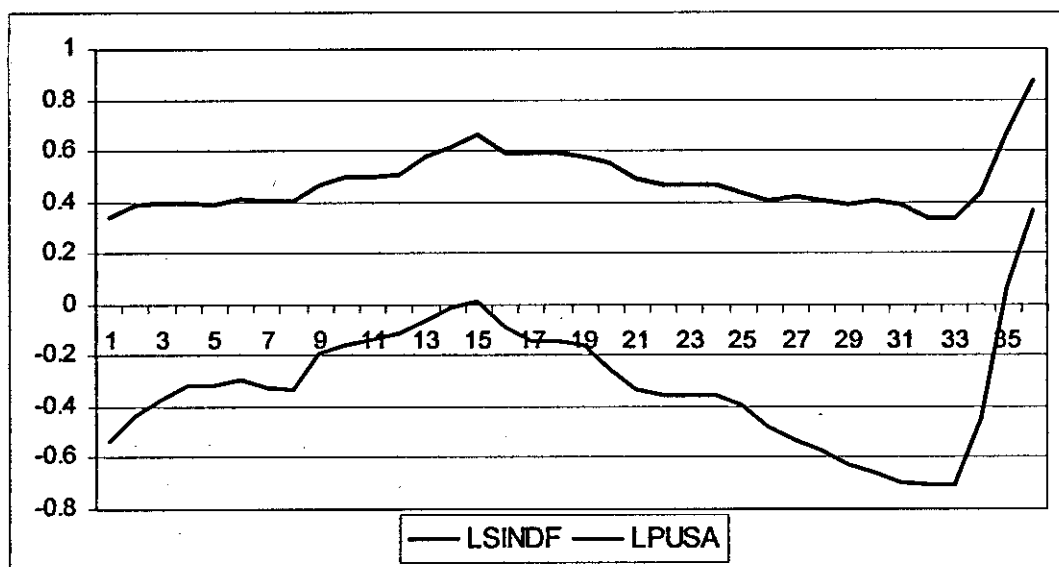


Figura A2.2-1 Datos Arroz Sinaloa y EEUU 1991-1993
Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.2-9

Cuadro A2.2-9 Datos Arroz Sinaloa y EEUU 1991 - 1993

OBS	TIEMPO	PRESINDF	PUSA	PRARUSA	LSINDF	LPUSA
1	1991/01	1.41	0.41583	0.14075	0.34359	-0.87748
2	1991/02	1.475	0.44085	0.14868	0.38866	-0.81906
3	1991/03	1.488	0.46383	0.15573	0.39743	-0.76823
4	1991/04	1.488	0.48933	0.16366	0.39743	-0.71471
5	1991/05	1.48	0.4922	0.16388	0.39204	-0.70886
6	1991/06	1.513	0.4937	0.16366	0.41409	-0.70582
7	1991/07	1.5	0.48101	0.15881	0.40547	-0.73188
8	1991/08	1.5	0.47975	0.15771	0.40547	-0.73449
9	1991/09	1.6	0.51592	0.16894	0.47	-0.66181
10	1991/10	1.65	0.51644	0.1685	0.50078	-0.66079
11	1991/11	1.65	0.52989	0.17269	0.50078	-0.63508
12	1991/12	1.66	0.53941	0.17577	0.50682	-0.61729
13	1992/01	1.776	0.5292	0.17269	0.57436	-0.63639
14	1992/02	1.85	0.53692	0.17555	0.61519	-0.6219
15	1992/03	1.938	0.52429	0.17137	0.66166	-0.6457
16	1992/04	1.81	0.50585	0.16432	0.59333	-0.68151
17	1992/05	1.813	0.47698	0.15815	0.59498	-0.74028
18	1992/06	1.813	0.47915	0.15352	0.59498	-0.73574
19	1992/07	1.78	0.4786	0.15396	0.57661	-0.73689

Continúa cuadro...

20	1992/08	1.738	0.44732	0.14537	0.55274	-0.80449
21	1992/09	1.64	0.43924	0.14119	0.4947	-0.82271
22	1992/10	1.6	0.44025	0.14097	0.47	-0.82042
23	1992/11	1.6	0.4387	0.14097	0.47	-0.82395
24	1992/12	1.6	0.43762	0.14053	0.47	-0.8264
25	1993/01	1.55	0.43436	0.13987	0.43825	-0.83388
26	1993/02	1.5	0.41317	0.13348	0.40547	-0.88389
27	1993/03	1.52	0.38515	0.12401	0.41871	-0.95413
28	1993/04	1.5	0.3748	0.12115	0.40547	-0.98136
29	1993/05	1.48	0.35965	0.1152	0.39204	-1.02263
30	1993/06	1.5	0.34475	0.11057	0.40547	-1.06492
31	1993/07	1.48	0.33691	0.10793	0.39204	-1.08793
32	1993/08	1.4	0.35204	0.11322	0.33647	-1.044
33	1993/09	1.4	0.35368	0.11366	0.33647	-1.03937
34	1993/10	1.55	0.41207	0.13238	0.43825	-0.88656
35	1993/11	1.95	0.55008	0.17489	0.66783	-0.59769
36	1993/12	2.4	0.6005	0.19339	0.87547	-0.50999

Fuentes: Cuadro A2.2.-7

A2.3 Análisis de Cointegración de las series Logaritmo de Precios Arroz Tipo Sinaloa y Arroz de EEUU

Mercado: DF

Período: 1994 a 2001.

Los resultados son:

- a) La serie de logaritmos de precios del arroz Sinaloa en DF posee raíz unitaria, ya que los valores de probabilidad de T, reportados en el cuadro A2.3-1: 0.3572, 0.3920 y 0.2330 son superiores a los niveles críticos elegidos. Pero la primera diferencia la serie no posee raíz unitaria, ya que el valor de probabilidad de T: 0.0001, 0.0001 y 0.0070 son inferiores a los valores críticos elegidos, como puede verse en el cuadro A2.3-2. Es decir la serie de los logaritmos de los precios del arroz tipo Sinaloa en el DF es $I(1)$.

Cuadro A2.3-1 PRUEBA ADF DE LOG PRECIO SINALOA EN EL DF

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean		0	-1.8405	0.0628
		1	-1.7618	0.0743
		2	-2.0977	0.0351
Single Mean		0	-1.8442	0.3572
		1	-1.7725	0.3920
		2	-2.1309	0.2330
Trend		0	-0.7401	0.9668
		1	-1.1577	0.9127
		2	-1.2966	0.8824

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.3-8

Cuadro A2.3-2 PRUEBA ADF DE PRIMERA DIFERENCIA DE LOG PRECIO

SINALOA EN DF

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-6.3691	0.0001	
	1	-5.5741	0.0001	
	2	-3.6413	0.0004	
Single Mean	0	-6.3344	0.0001	
	1	-5.5442	0.0001	
	2	-3.6218	0.0070	
Trend	0	-6.5432	0.0001	
	1	-5.9398	0.0001	
	2	-3.9826	0.0125	

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.3-8

- b) La serie de arroz de EEUU en ese período posee raíz unitaria, ya que los valores de probabilidad de T que se ven en el modelo con ordenada al origen del cuadro A2.3-3: 0.4705, 0.4572 y 0.5335, son superiores a los valores críticos seleccionados. Pero su primera diferencia no posee raíz unitaria, como se ve en los valores de probabilidad de T de los modelos con ordenada al origen del cuadro A2.3-4: 0,0001, 0.0001 y 0.000. Por lo anterior puede afirmarse que la serie de los logaritmos de los precios del arroz en EEUU en el período analizado es I (1)

Cuadro A2.3-3 PRUEBA ADF DE LOG PRECIO EEUU EN MEXICO

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean	0		-1.6180	0.0994
	1		-1.6485	0.0936
	2		-1.4921	0.1265
Single Mean	0		-1.6166	0.4705
	1		-1.6425	0.4572
	2		-1.4920	0.5337
Trend	0		-0.7055	0.9695
	1		-1.2070	0.9029
	2		-0.9163	0.9494

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.3-8

Cuadro A2.3-4 PRUEBA ADF DE PRIMERA DIFERENCIA DE LOG PRECIO

EEUU

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean	0		-5.8141	0.0001
	1		-5.9177	0.0001
	2		-5.0126	0.0001
Single Mean	0		-5.7837	0.0001
	1		-5.8864	0.0001
	2		-4.9844	0.0001
Trend	0		-6.0150	0.0001
	1		-6.2666	0.0001
	2		-5.4860	0.0001

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.3-8

- c) La serie de los residuales del modelo de cointegración no poseen raíz unitaria, pues lo valores de probabilidad del modelo sin ordenada al origen, reportados en el cuadro A2.3-5: 0.1084, 0.0150 y 0.1282 son cercanos al valor crítico de 0.10. Si eligiéramos un valor crítico de probabilidad de 13 % podría rechazarse la hipótesis

de raíz unitaria. Entonces, las series de interés son cointegradas, en el período analizado.

Cuadro A2.3-5 PRUEBA DE ESTACIONARIDAD DE RESIDUALES

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean	0	-1.5738	0.1084	
	1	-2.4372	0.0150	
	2	-1.4846	0.1282	
Single Mean	0	-1.5493	0.5048	
	1	-2.3918	0.1467	
	2	-1.3974	0.5808	
Trend	0	-4.0544	0.0101	
	1	-5.5543	0.0001	
	2	-3.9515	0.0136	

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.3-8

d) El modelo de cointegración que se desprende de los resultados de la regresión mostrada en el cuadro A2.3.-6 es:

$$LPSIN = 1.231855 + 0.722030 LPUSA$$

d) Integración de Mercados.

De los resultados de este cuadro se desprende que puede rechazarse la hipótesis de que $B1=0$, es decir, puede rechazarse la hipótesis de que los mercados no están integrados, ya que el valor de probabilidad de la hipótesis nula $B1=0$ es de 0.0001, inferior al valor crítico de 0.05 o de 0.01.

e) Precio Único.

Como vemos el valor estimado de $b1=0.722030$ está alejado del valor de 1. Una prueba formal de esta hipótesis de muestra en el Cuadro A2.3-8. De este cuadro se desprende que la hipótesis referida debe rechazarse, ya que el valor de probabilidad de F es de 0.001, inferior a los valores críticos de 0.1, 0.05 ó de 0.01:

Cuadro A2.3-6 MODELO DE COINTEGRACION SINALOA EN DF VS EEUU

Source	DF	Analysis of Variance		
		Sum of Squares	Mean Square	F Value
Prob>F				
Model	1	7.02329	7.02329	853.003
0.0001				
Error	94	0.77396	0.00823	
C Total	95	7.79724		
Root MSE	0.09074	R-square	0.9007	
Dep Mean	1.40369	Adj R-sq	0.8997	
C.V.	6.46435			
Variable	DF	Parameter Estimates		
		Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0
INTERCEP	1	1.231855	0.01097182	112.274
LPUSA	1	0.722030	0.02472178	29.206
Variable	DF	Prob > T		
INTERCEP	1	0.0001		
LPUSA	1	0.0001		

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.3-8

Cuadro A2.3-7: PRUEBA DE QUE B1=1

Dependent Variable: LSINDF				
Test:	Numerator:	1.0409	DF: 1	F value: 126.4274
	Denominator:	0.008233	DF: 94	Prob>F: 0.0001

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.3-8

La serie de los precios del Arroz Tipo Sinaloa y del Arroz en EEUU puede encontrarse en el cuadro A2.3-6 y sus gráficos en la figura A2.3.-1, hacia adelante.

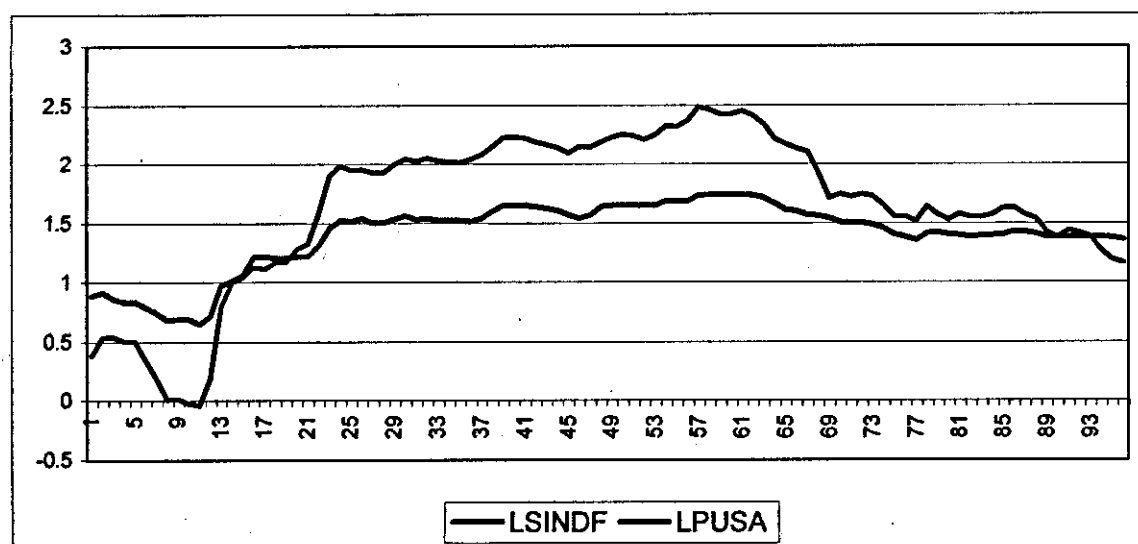


Figura A2.3-1 Arroz Sinaloa y EEUU 1994-2001

Fuente: Elaboración en base al cuadro A2.3-8

Cuadro A2.3-8 Datos Arroz Sinaloa y EEUU 1994 – 2001

OBS	TIEMPO	PRESINDF	PUSA	PRARUSA	LSINDF	LPUSA
1	1994/01	2.43	0.6101	0.19648	0.88789	-0.49414
2	1994/02	2.5	0.6863	0.22004	0.91629	-0.37645
3	1994/03	2.36	0.73296	0.22247	0.85866	-0.31066
4	1994/04	2.3	0.72334	0.21586	0.83291	-0.32387
5	1994/05	2.3	0.72255	0.21806	0.83291	-0.32497
6	1994/06	2.2	0.64884	0.19295	0.78846	-0.43257
7	1994/07	2.1	0.576	0.16938	0.74194	-0.55164
8	1994/08	1.98	0.51148	0.15132	0.6831	-0.67044
9	1994/09	2	0.51022	0.15022	0.69315	-0.67291
10	1994/10	2	0.49077	0.14361	0.69315	-0.71179
11	1994/11	1.92	0.50242	0.14604	0.65233	-0.68832
12	1994/12	2.05	0.59166	0.14537	0.71784	-0.52482
13	1995/01	2.65	0.84	0.15044	0.97456	-0.17435
14	1995/02	2.75	0.98858	0.14846	1.0116	-0.01148
15	1995/03	2.91	0.98321	0.14692	1.06815	-0.01693
16	1995/04	3.38	0.92271	0.14868	1.21788	-0.08044
17	1995/05	3.4	0.89979	0.15132	1.22378	-0.1056
18	1995/06	3.35	0.96559	0.15551	1.20896	-0.03502
19	1995/07	3.35	0.96986	0.15837	1.20896	-0.03061
20	1995/08	3.4	1.05956	0.17115	1.22378	0.05785
21	1995/09	3.4	1.11157	0.17643	1.22378	0.10578

Continúa cuadro...

22	1995/10	3.73	1.30674	0.19471	1.31641	0.26754
23	1995/11	4.32	1.55444	0.20286	1.46326	0.44112
24	1995/12	4.6	1.59409	0.20815	1.52606	0.46631
25	1996/01	4.56	1.54069	0.20617	1.51732	0.43223
26	1996/02	4.67	1.51904	0.20242	1.54116	0.41808
27	1996/03	4.5	1.53109	0.20264	1.50408	0.42598
28	1996/04	4.5	1.53385	0.20595	1.50408	0.42778
29	1996/05	4.64	1.59051	0.21432	1.53471	0.46406
30	1996/06	4.78	1.62378	0.2152	1.56444	0.48476
31	1996/07	4.61	1.64441	0.21608	1.52823	0.49738
32	1996/08	4.68	1.66915	0.22247	1.5433	0.51231
33	1996/09	4.6	1.65952	0.22026	1.52606	0.50653
34	1996/10	4.6	1.64035	0.21278	1.52606	0.49491
35	1996/11	4.6	1.63597	0.20727	1.52606	0.49224
36	1996/12	4.55	1.70089	0.2163	1.51513	0.53115
37	1997/01	4.68	1.71282	0.21916	1.5433	0.53814
38	1997/02	4.95	1.73429	0.22247	1.59939	0.5506
39	1997/03	5.2	1.78797	0.22467	1.64866	0.58108
40	1997/04	5.2	1.79197	0.22687	1.64866	0.58332
41	1997/05	5.2	1.77294	0.22467	1.64866	0.57264
42	1997/06	5.15	1.73032	0.21806	1.639	0.54831
43	1997/07	5.08	1.72269	0.22026	1.62531	0.54389
44	1997/08	4.98	1.71257	0.21894	1.60543	0.538
45	1997/09	4.8	1.69809	0.2185	1.56862	0.5295
46	1997/10	4.66	1.85022	0.22026	1.53902	0.6153
47	1997/11	4.8	1.77928	0.2163	1.56862	0.57621
48	1997/12	5.16	1.73557	0.2152	1.64094	0.55134
49	1998/01	5.2	1.78647	0.21079	1.64866	0.58024
50	1998/02	5.2	1.83038	0.21476	1.64866	0.60452
51	1998/03	5.2	1.81579	0.213	1.64866	0.59652
52	1998/04	5.2	1.75784	0.20705	1.64866	0.56409
53	1998/05	5.2	1.82435	0.20661	1.64866	0.60122
54	1998/06	5.4	1.89089	0.21101	1.6864	0.63705
55	1998/07	5.4	1.88076	0.21101	1.6864	0.63168
56	1998/08	5.4	1.9826	0.19846	1.6864	0.68441
57	1998/09	5.67	2.11639	0.20749	1.73519	0.74971
58	1998/10	5.7	2.06604	0.20507	1.74047	0.72563
59	1998/11	5.7	1.9848	0.19868	1.74047	0.68552
60	1998/12	5.7	1.98596	0.20044	1.74047	0.6861
61	1999/01	5.7	2.03684	0.20022	1.74047	0.7114
62	1999/02	5.68	1.97568	0.19868	1.73695	0.68091

Continúa cuadro...

63	1999/03	5.54	1.87274	0.1967	1.71199	0.6274
64	1999/04	5.28	1.74008	0.187	1.66393	0.55393
65	1999/05	5	1.76135	0.18084	1.60944	0.56608
66	1999/06	4.96	1.7027	0.18172	1.60141	0.53221
67	1999/07	4.8	1.71204	0.18194	1.56862	0.53769
68	1999/08	4.78	1.43233	0.15286	1.56444	0.3593
69	1999/09	4.66	1.19228	0.12731	1.53902	0.17587
70	1999/10	4.53	1.26672	0.1315	1.51072	0.23643
71	1999/11	4.5	1.24882	0.1326	1.50408	0.2222
72	1999/12	4.5	1.27225	0.13392	1.50408	0.24078
73	2000/01	4.43	1.27295	0.1326	1.4884	0.24134
74	2000/02	4.3	1.21395	0.12952	1.45862	0.19388
75	2000/03	4.08	1.16464	0.12577	1.4061	0.15241
76	2000/04	4	1.19015	0.12665	1.38629	0.17408
77	2000/05	3.88	1.17932	0.12401	1.35584	0.16494
78	2000/06	4.12	1.25709	0.12775	1.41585	0.2288
79	2000/07	4.15	1.16422	0.12445	1.42311	0.15205
80	2000/08	4.08	1.13456	0.12335	1.4061	0.12624
81	2000/09	4.07	1.18936	0.12599	1.40364	0.17341
82	2000/10	4	1.18181	0.12357	1.38629	0.16704
83	2000/11	4.03	1.17188	0.12401	1.39377	0.15861
84	2000/12	4.06	1.19031	0.12335	1.40118	0.17421
85	2001/01	4.08	1.2457	0.12863	1.4061	0.21969
86	2001/02	4.2	1.22123	0.12599	1.43508	0.19986
87	2001/03	4.18	1.15768	0.12225	1.43031	0.14641
88	2001/04	4.1	1.13856	0.12313	1.41099	0.12977
89	2001/05	4	1.04021	0.11344	1.38629	0.03942
90	2001/06	4	0.99759	0.11035	1.38629	-0.00242
91	2001/07	4	1.06041	0.11564	1.38629	0.05865
92	2001/08	4	1.0346	0.11233	1.38629	0.03402
93	2001/09	4	1.00206	0.10529	1.38629	0.00206
94	2001/10	4	0.88938	0.09604	1.38629	-0.11723
95	2001/11	3.98	0.82948	0.08987	1.38128	-0.18696
96	2001/12	3.9	0.82521	0.09009	1.36098	-0.1921

Páginas que se agregan:

89

91 —

Índice de los Gráficos

Apéndice 1

Apéndice 2

Apéndice 3

~~Alfabeto~~

Al-1 101

APENDICE 3

FRIJOL PINTO EN MÉXICO Y EN ESTADOS UNIDOS

A3 Frijol Pinto en México y en EE.UU.

A3.1 Análisis de Cointegración de los Logaritmos de los Precios del frijol pinto y de los precios del frijol en EEUU.

Mercado: DF

Período: enero de 1996 a diciembre de 2001

Los principales resultados a los que se llega son:

- a) La serie de los logaritmos de los precios del frijol pinto en el DF es $I(0)$, ya que el valor de probabilidad de T de los modelos con ordenada al origen son de 0.022, 0.0070 y 0.0089, por debajo de un valor crítico de 0.01 como se ve en el cuadro A3.1-1. Por otro lado el gráfico de la figura A3.1-1 muestra para esta serie una línea sin tendencia o con tendencia leve, es decir, estacionaria, respecto a la media y escasa varianza :

Cuadro A3.1-1 PRUEBA ADF A PRECIOS DEL FRIJOL EN EL DF

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean		0	-3.2408	0.0015
		1	-3.6442	0.0004
		2	-3.5434	0.0006
Single Mean		0	-3.2300	0.0222
		1	-3.6447	0.0070
		2	-3.5646	0.0089
Trend		0	-3.0754	0.1200
		1	-3.7086	0.0282
		2	-3.6193	0.0354

Fuente: Elaboración en base al cuadro A3.1-6

- b) La serie de los logaritmos de los precios del Frijol en EEUU es I (0), ya que, aunque los valores de probabilidad de T de los modelos con ordenada al origen son de 0.1824, 0.1226 y 0.2387, superiores a los valores críticos de 0.10, 0.05 y 0.01, como se ve en el cuadro A3.1-2, habría que considerar otros ángulos de análisis, como el gráfico: en la figura A3.1-1 se ve que la línea correspondiente a esta serie, al igual que la de la serie anterior, no tiene tendencia ó ésta es muy pequeña y es además de baja varianza. En otras palabras, la serie no tiene raíz unitaria o es dudoso que la tenga.

Cuadro A3.1-2 PRUEBA ADF A PRECIOS DE FRIJOL EN EEUU

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
	Zero Mean	0	-2.2978	0.0217
		1	-2.5149	0.0125
		2	-2.1410	0.0319
	Single Mean	0	-2.2754	0.1824
		1	-2.4880	0.1226
		2	-2.1167	0.2387
	Trend	0	-2.4380	0.3571
		1	-2.7556	0.2184
		2	-2.4311	0.3604

Fuente: Elaboración en base al cuadro A3.1-6

- c) Cointegración.

Los residuales del modelo de cointegración son estacionarios, ya que el valor de probabilidad de T de los modelos sin ordenada al origen es de 0.0017, 0.0005 y 0.0008, que se ven en el cuadro A3.1-3, inferiores a los valores críticos

convencionales, incluso de 0.01. Además, los residuales también serían una serie sin raíz unitaria, considerada la especificación con ordenada al origen (3 modelos) y con ordenada y tendencia (3 modelos), ya que los valores de probabilidad de T se mantienen por debajo de 0.05, excepto un caso (de 6) y con valor de 0.1269, cercano a 0.10

Cuadro A3.1-3 PRUEBA ADF A RESIDUALES DE MODELO

COINTEGRACION

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-3.2047	0.0017	
	1	-3.5760	0.0005	
	2	-3.4565	0.0008	
Single Mean	0	-3.1939	0.0244	
	1	-3.5766	0.0086	
	2	-3.4775	0.0114	
Trend	0	-3.0476	0.1269	
	1	-3.6553	0.0322	
	2	-3.5435	0.0425	

Fuente: Elaboración en base al cuadro A3.1-6

d) Modelo de Cointegración:

El Modelo de Cointegración, que se extrae de los resultados del cuadro A3.1-4 es:

$$\text{LPFRDF} = 1.3768 + 0.081675 \text{ LPFRUSA}$$

Cuadro A3.1-4 MODELO DE COINTEGRACION

Analysis of Variance					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	1	0.00769	0.00769	0.137	0.7127
Error	70	3.93694	0.05624		
C Total	71	3.94462			
Root MSE		0.23715	R-square	0.0019	
Dep Mean		1.79500	Adj R-sq	-0.0123	
C.V.		13.21194			
Parameter Estimates					
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	
INTERCEP	1	1.376899	1.13123649	1.217	
X	1	0.081675	0.22091776	0.370	
Variable	DF	Prob > T			
INTERCEP	1	0.2276			
X	1	0.7127			

Fuente: Elaboración en base al cuadro A3.1-6

e) Integración de Mercados.

El valor de $B_1 = 0.081675$ que se ve en el cuadro anterior, es muy pequeño y prácticamente igual a cero ya que el valor de probabilidad de T de este estimador es 0.7127, superior al valor crítico de 0.10, incluso. Es decir no se rechaza la Hipótesis

$H_0: B_1 = 0$

Lo anterior significa que aunque las series de precios sean cointegradas, los precios mexicanos están pobremente influidos por los precios americanos.

f) Precio Único.

La Hipótesis $H_0: B_1=1$, de precio único, se rechaza, pues como se ve en el cuadro A3.1-5 el valor de probabilidad de F es de $=.0001$, inferior a 0.01, incluso. Es decir, se rechaza la hipótesis nula $B_1=1$.

Cuadro A3.1-5 PRUEBA DE QUE $B_1=1$

Dependent Variable: LPRECIDF					
Test:					
Numerator:	0.9719	DF:	1	F value:	17.2799
Denominator:	0.056242	DF:	70	Prob>F:	0.0001
Fuente: Elaboración en base al cuadro A3.1-6					

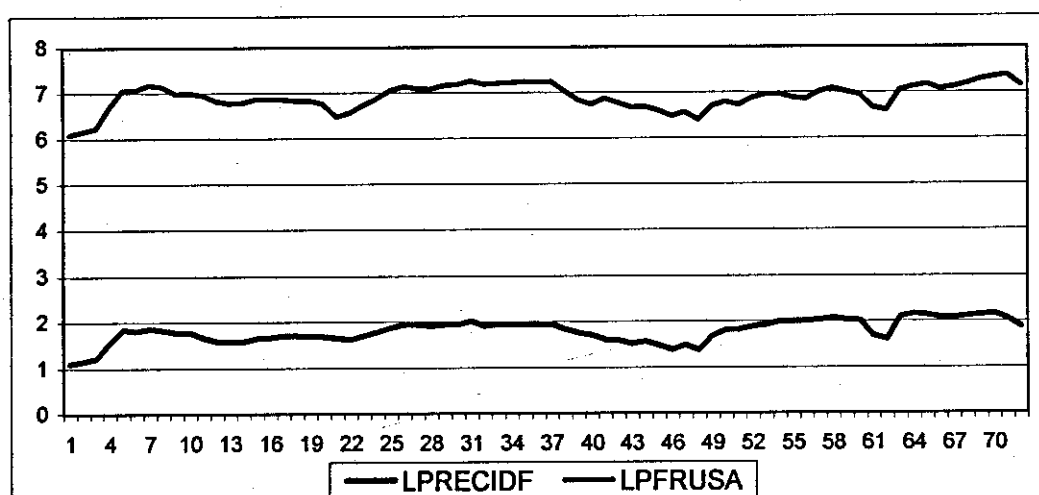


Figura A3.1-1 Precios Frijol Pinto DF y EEUU Ene/1996-Dic/2001
Fuente: Elaboración en base al cuadro A3.1-6

Cuadro A3.1-6 Precios del Frijol Pinto en el DF y en EEUU de Enero de 1996 a Diciembre del 2001

OBS	TIEMPO	PRECIODF *	PFRUSA **	LPRECIDF	LPFRUSA
1	1996/01	3.04	146.471	1.11186	4.98683
2	1996/02	3.2	149.336	1.16315	5.0062
3	1996/03	3.4	150.356	1.22378	5.01301

Continúa cuadro...

4	1996/04	4.78	169.065	1.56444	5.13028
5	1996/05	6.34	184.048	1.84688	5.2152
6	1996/06	6.1	194.674	1.80829	5.27133
7	1996/07	6.47	203.953	1.86718	5.31789
8	1996/08	6.23	201.828	1.82938	5.30742
9	1996/09	5.9	183.834	1.77495	5.21404
10	1996/10	5.94	185.023	1.78171	5.22048
11	1996/11	5.3	198.114	1.66771	5.28884
12	1996/12	4.9	189.513	1.58924	5.24446
13	1997/01	4.86	181.315	1.58104	5.20024
14	1997/02	4.85	183.979	1.57898	5.21482
15	1997/03	5.2	185.426	1.64866	5.22266
16	1997/04	5.3	181.668	1.66771	5.20218
17	1997/05	5.5	175.187	1.70475	5.16585
18	1997/06	5.5	168.222	1.70475	5.12528
19	1997/07	5.46	171.28	1.69745	5.1433
20	1997/08	5.4	159.569	1.6864	5.07248
21	1997/09	5.2	125.898	1.64866	4.83547
22	1997/10	5.06	141.96	1.62137	4.95555
23	1997/11	5.48	153.004	1.70111	5.03046
24	1997/12	5.96	163.72	1.78507	5.09815
25	1998/01	6.5	178.823	1.8718	5.18639
26	1998/02	7	180.688	1.94591	5.19677
27	1998/03	7	172.205	1.94591	5.14869
28	1998/04	6.75	176.592	1.90954	5.17384
29	1998/05	7	183.664	1.94591	5.21311
30	1998/06	7	187.285	1.94591	5.23263
31	1998/07	7.5	189.847	2.0149	5.24622
32	1998/08	6.75	195.804	1.90954	5.27711
33	1998/09	7	193.8	1.94591	5.26683
34	1998/10	7	195.455	1.94591	5.27533
35	1998/11	6.9	202.797	1.93152	5.31221
36	1998/12	7	197.169	1.94591	5.28406
37	1999/01	6.98	200.408	1.94305	5.30036
38	1999/02	6.28	181.977	1.83737	5.20388
39	1999/03	5.8	161.857	1.75786	5.08671
40	1999/04	5.5	154.463	1.70475	5.03995
41	1999/05	5	193.826	1.60944	5.26696
42	1999/06	4.94	177.093	1.59737	5.17668
43	1999/07	4.57	174.085	1.51951	5.15954
44	1999/08	4.78	168.66	1.56444	5.12788

Continúa cuadro...

45	1999/09	4.39	168.57	1.47933	5.12735
46	1999/10	4	164.724	1.38629	5.10427
47	1999/11	4.42	161.99	1.48614	5.08753
48	1999/12	3.97	152.95	1.37877	5.03011
49	2000/01	5.4	151.68	1.6864	5.02177
50	2000/02	6.12	146.219	1.81156	4.9851
51	2000/03	6.22	134.27	1.82777	4.89985
52	2000/04	6.6	147.533	1.88707	4.99405
53	2000/05	6.84	154.062	1.92279	5.03736
54	2000/06	7.32	144.648	1.99061	4.9743
55	2000/07	7.38	132.841	1.99877	4.88915
56	2000/08	7.46	126.932	2.00956	4.84365
57	2000/09	7.6	146.32	2.02815	4.9858
58	2000/10	8	150.155	2.07944	5.01167
59	2000/11	7.6	146.475	2.02815	4.98685
60	2000/12	7.5	138.96	2.0149	4.93419
61	2001/01	5.38	146.228	1.68269	4.98517
62	2001/02	5	148.303	1.60944	4.99926
63	2001/03	8.17	141.103	2.10047	4.94949
64	2001/04	8.65	144.253	2.15756	4.97157
65	2001/05	8.43	154.973	2.1318	5.04325
66	2001/06	8	148.256	2.07944	4.99894
67	2001/07	8	154.056	2.07944	5.03732
68	2001/08	8.25	160.254	2.11021	5.07676
69	2001/09	8.5	172.267	2.14007	5.14904
70	2001/10	8.65	177.811	2.15756	5.18072
71	2001/11	7.82	203.983	2.05668	5.31804
72	2001/12	6.5	198.772	1.8718	5.29216

*Precios medios mensuales del Frijol Pinto en la Central de Abastos de Iztapalapa, DF, en \$/Kg. Página Web del SNIIM.

** Precios medios mensuales del Frijol (todas las clases) en EEUU, en dls/cwt. Página Web del USDA.

A3.2 Frijol Pinto en Monterrey y en EEUU.

Análisis de Cointegración de las series de los Logaritmos de los precios del Frijol Pinto en Monterrey y en EEUU

Período: enero de 1996 a diciembre de 2001

Los principales resultados son:

- a) La serie de los logaritmos de los precios del frijol pinto en Monterrey no es de raíz unitaria, pues los valores de probabilidad de T de 2 de los 3 los modelos con ordenada al origen: 0.0621, 0.0913, que se ven en el cuadro A3.2.-1 son inferiores a 0.10, además de que el gráfico de la serie, mostrado en la figura A3.2-1 es casi horizontal y de baja varianza. Entonces la serie es I (0).

Cuadro A3.2-1 PRUEBA ADF A PRECIOS DEL FRIJOL EN MONTERREY

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-2.8362	0.0051	
	1	-2.6618	0.0084	
	2	-1.9125	0.0537	
Single Mean	0	-2.8091	0.0621	
	1	-2.6329	0.0913	
	2	-1.8802	0.3397	
Trend	0	-3.5245	0.0443	
	1	-3.3276	0.0702	
	2	-2.4486	0.3518	

Fuente: Elaboración en base al cuadro A3.2-5

- b) Los logaritmos de la serie de los precios del frijol en EEUU son I (0), como ya fue mostrado en el inciso b) del caso Frijol Pinto y Frijol EEUU.
- c) Los residuales del modelo de cointegración son estacionarios, ya que los valores de probabilidad de T de los modelos sin ordenada al origen: 0.0042, 0.0078 y 0.0568 son inferiores al valor crítico 0.10, que se observan en el cuadro A3.2-2, por lo que se concluye que las series son Cointegradas.

**Cuadro A3.2-2 PRUEBA ADF A RESIDUALES DE MODELO
COINTEGRACION**

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean		0	-2.9031	0.0042
		1	-2.6877	0.0078
		2	-1.8875	0.0568
Single Mean		0	-2.8769	0.0532
		1	-2.6610	0.0860
		2	-1.8586	0.3497
Trend		0	-3.8325	0.0203
		1	-3.6029	0.0367
		2	-2.6160	0.2747

Fuente: Elaboración en base al cuadro A3.2-5

- d) El modelo de Cointegración, en base a los resultados de regresión reportados en el cuadro A3.2-3 es:

$$LPMTY = 0.6844 + 0.2164LPFRUSA$$

Cuadro A3.2-3 MODELO DE COINTEGRACION

Analysis of Variance					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	1	0.05399	0.05399	0.977	0.3264
Error	70	3.86892	0.05527		
C Total	71	3.92291			
Root MSE	0.23510	R-square	0.0138		
Dep Mean	1.79247	Adj R-sq	-0.0003		
C.V.	13.11577				
Parameter Estimates					
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	
INTERCEP	1	0.684453	1.12142148	0.610	
X	1	0.216449	0.21900100	0.988	
Variable	DF	Prob > T			
INTERCEP	1	0.5436			
X	1	0.3264			

Fuente: Elaboración en base al cuadro A3.2-5

d) Integración de Mercados.

En el contexto de Cointegración comprobada, El valor probabilidad de T que es de 0.3264, del estimador de regresión de los logaritmos de los precios del frijol en EEUU(x), no rechaza la hipótesis de que su valor es cero. Si se considerara un error tipo I de 33 %, el resultado del análisis sería que los precios de EEUU sí influyen en los de México. En todo caso, la influencia es muy baja, pues el estimador de ese efecto sería de 0.2134, lo que indica que si los precios en EEUU aumentan 1% el

efecto en México será que aumenten en solo 0.2134%, es decir una respuesta muy inelástica.

e) Precio unitario.

La hipótesis de que $B_1=1$, es decir de que hay un precio único, se rechaza, pues como se ve en el cuadro A3.2-4, el valor de F de 0.0006 es mucho menor al valor crítico de 0.01, incluso:

Cuadro A3.2-4 PRUEBA DE QUE $B_1=1$

Dependent Variable: LPRECIMY			
Test:			
Numerator:	0.7075	DF: 1	F value: 12.8014
Denominator:	0.05527	DF: 70	Prob>F: 0.0006
Fuente: Elaboración en base al cuadro A3.2-5			

Se proporcionan a continuación la figura A3.2-1 y el cuadro A3.2-5, como material complementario de apoyo al análisis realizado.

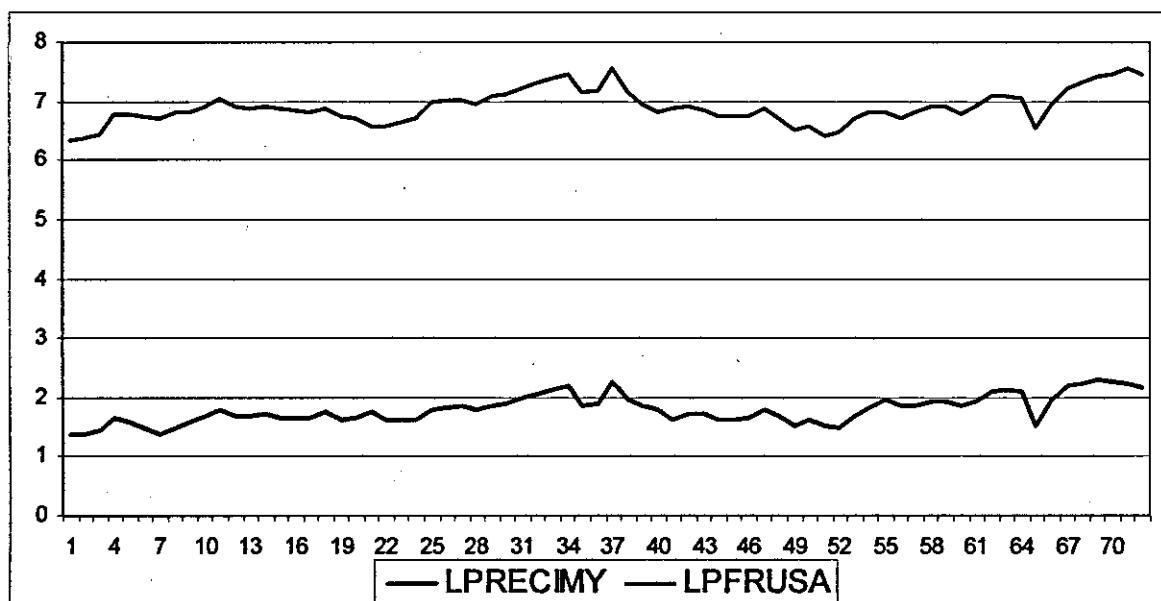


Figura A3.2-1 Precios Frijol Pinto Mty y EEUU Ene/1996-Dic/2001

Fuente: Gráfico elaborado en base al cuadro A3.2-5

Cuadro A3.2-5 Precios del Frijol Pinto en Monterrey y en EEUU de Enero de 1996 a Diciembre de 2001

OBS	TIEMPO	PRECIOMY *	PFRUSA **	LPRECIMY	LPFRUSA
1	1996/01	3.94	146.471	1.37118	4.98683
2	1996/02	3.95	149.336	1.37372	5.0062
3	1996/03	4.23	150.356	1.4422	5.01301
4	1996/04	5.23	169.065	1.65441	5.13028
5	1996/05	4.82	184.048	1.57277	5.2152
6	1996/06	4.41	194.674	1.48387	5.27133
7	1996/07	4	203.953	1.38629	5.31789
8	1996/08	4.48	201.828	1.49962	5.30742
9	1996/09	4.96	183.834	1.60141	5.21404
10	1996/10	5.44	185.023	1.69378	5.22048
11	1996/11	5.93	198.114	1.78002	5.28884
12	1996/12	5.4	189.513	1.6864	5.24446
13	1997/01	5.38	181.315	1.68269	5.20024
14	1997/02	5.58	183.979	1.71919	5.21482
15	1997/03	5.26	185.426	1.66013	5.22266
16	1997/04	5.16	181.668	1.64094	5.20218
17	1997/05	5.28	175.187	1.66393	5.16585
18	1997/06	5.8	168.222	1.75786	5.12528

Continúa cuadro...

19	1997/07	5.06	171.28	1.62137	5.1433
20	1997/08	5.2	159.569	1.64866	5.07248
21	1997/09	5.7	125.898	1.74047	4.83547
22	1997/10	5.11	141.96	1.6312	4.95555
23	1997/11	5	153.004	1.60944	5.03046
24	1997/12	5.12	163.72	1.63315	5.09815
25	1998/01	6	178.823	1.79176	5.18639
26	1998/02	6.23	180.688	1.82938	5.19677
27	1998/03	6.45	172.205	1.86408	5.14869
28	1998/04	6	176.592	1.79176	5.17384
29	1998/05	6.5	183.664	1.8718	5.21311
30	1998/06	6.7	187.285	1.90211	5.23263
31	1998/07	7.25	189.847	1.981	5.24622
32	1998/08	7.8	195.804	2.05412	5.27711
33	1998/09	8.35	193.8	2.12226	5.26683
34	1998/10	8.9	195.455	2.18605	5.27533
35	1998/11	6.4	202.797	1.8563	5.31221
36	1998/12	6.7	197.169	1.90211	5.28406
37	1999/01	9.5	200.408	2.25129	5.30036
38	1999/02	7	181.977	1.94591	5.20388
39	1999/03	6.5	161.857	1.8718	5.08671
40	1999/04	6	154.463	1.79176	5.03995
41	1999/05	5.03	193.826	1.61542	5.26696
42	1999/06	5.62	177.093	1.72633	5.17668
43	1999/07	5.5	174.085	1.70475	5.15954
44	1999/08	5	168.66	1.60944	5.12788
45	1999/09	5.12	168.57	1.63315	5.12735
46	1999/10	5.25	164.724	1.65823	5.10427
47	1999/11	6	161.99	1.79176	5.08753
48	1999/12	5.42	152.95	1.6901	5.03011
49	2000/01	4.5	151.68	1.50408	5.02177
50	2000/02	5	146.219	1.60944	4.9851
51	2000/03	4.5	134.27	1.50408	4.89985
52	2000/04	4.35	147.533	1.47018	4.99405
53	2000/05	5.36	154.062	1.67896	5.03736
54	2000/06	6.28	144.648	1.83737	4.9743
55	2000/07	7	132.841	1.94591	4.88915
56	2000/08	6.42	126.932	1.85942	4.84365
57	2000/09	6.35	146.32	1.84845	4.9858
58	2000/10	6.83	150.155	1.92132	5.01167
59	2000/11	6.8	146.475	1.91692	4.98685

Continúa cuadro...

60	2000/12	6.42	138.96	1.85942	4.93419
61	2001/01	6.85	146.228	1.92425	4.98517
62	2001/02	7.98	148.303	2.07694	4.99926
63	2001/03	8.5	141.103	2.14007	4.94949
64	2001/04	8.12	144.253	2.09433	4.97157
65	2001/05	4.5	154.973	1.50408	5.04325
66	2001/06	7.18	148.256	1.9713	4.99894
67	2001/07	9	154.056	2.19722	5.03732
68	2001/08	9.42	160.254	2.24284	5.07676
69	2001/09	9.85	172.267	2.28747	5.14904
70	2001/10	9.66	177.811	2.26799	5.18072
71	2001/11	9.38	203.983	2.23858	5.31804
72	2001/12	8.67	198.772	2.15987	5.29216

*Precios medios mensuales del Frijol Pinto en la Central de Abastos de San Pedro Garza García, N.L., en \$/Kg. Página Web del SNIIM.

** Precios medios mensuales del Frijol (todas las clases) en EEUU, en dls/cwt. Página Web del USDA.

A3.3 Frijol Pinto en Guadalajara y en EE.UU.

Análisis de Cointegración entre las Series Logarítmicos de Precios de Frijol Pinto en Guadalajara y en EE.UU.

Periodo: enero de 1996 a diciembre de 2001.

Los resultados son:

- a) La serie de los logaritmos de los precios en Guadalajara y EEUU son $I(0)$, ya que los valores de probabilidad de los modelos con ordenada al origen son de 0.0461, 0.0115 y 0.0145 son inferiores al valor crítico de 0.01, incluso, como se ve en cuadro A3.3-1

Cuadro A3.3-1 PRUEBA ADF A PRECIOS DEL FRIJOL EN GUADALAJARA

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
Type	Lags	T	Prob<T	
Zero Mean	0	-2.9466	0.0037	
	1	-3.4754	0.0007	
	2	-3.3943	0.0009	
Single Mean	0	-2.9375	0.0461	
	1	-3.4746	0.0115	
	2	-3.3902	0.0145	
Trend	0	-2.6599	0.2561	
	1	-3.2803	0.0780	
	2	-3.2635	0.0810	

Fuente: Elaboración en base al cuadro A3-6

- b) Respecto a la serie de los logaritmos de los precios del frijol en EEUU, se remite al lector a lo definido en el inciso b) de la sección A3.1, donde se muestra y explica que esta serie es $I(0)$.

c) Cointegración.

Los residuales del modelo de cointegración son estacionarios, ya que los valores de probabilidad de T de los modelos sin ordenada al origen: 0.0049, 0.0015 y 0.0034, que se muestran en el cuadro A3.3-2 son inferiores al valor crítico de 0.01. De donde se concluye que las series de los precios en forma logarítmica están cointegrados.

Cuadro A3.3-2. PRUEBA ADF A RESIDUALES DE MODELO

COINTEGRACION

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests				
	Type	Lags	T	Prob<T
Zero Mean		0	-2.8495	0.0049
		1	-3.2550	0.0015
		2	-2.9826	0.0034
Single Mean		0	-2.8395	0.0580
		1	-3.2545	0.0209
		2	-2.9854	0.0413
Trend		0	-2.5671	0.2963
		1	-3.0853	0.1178
		2	-2.8754	0.1767

Fuente: Elaboración en base al cuadro A3-6

d) El modelo de Cointegración no es espurio. Es decir, los parámetros reflejan las verdaderas relaciones que hay entre las variables.

El Modelo de Cointegración, que se desprende del cuadro A3.3-3 es:

$$\text{LPGUAD} = -0.7548 + 0.4828\text{LPFRUSA}$$

Cuadro A3.3-3 MODELO DE COINTEGRACION

Analysis of Variance					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	1	0.26869	0.26869	4.273	0.0424
Error	70	4.40208	0.06289		
C Total	71	4.67076			
Root MSE	0.25077	R-square	0.0575		
Dep Mean	1.71722	Adj R-sq	0.0441		
C.V.	14.60341				
Parameter Estimates					
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	
INTERCEP	1	-0.754579	1.19619790	-0.631	
X	1	0.482862	0.23360399	2.067	
Variable	DF	Prob > T			
INTERCEP	1	0.5302			
X	1	0.0424			

Fuente: Elaboración en base al cuadro A3-6

e) Integración de Mercados.

$R^2 = 0.0575$, lo que indica que la variable logaritmo de los precios del frijol en EEUU solo explica el 6 %, aproximadamente, de la suma de cuadrados totales de

los precios del frijol pinto en Guadalajara en forma Logarítmica, pero como el Valor de probabilidad de la prueba de T de que el parámetro de 0.024, indica que si elegimos un error tipo I de 5%, el parámetro de los precios de EEUU es significativamente diferente de cero. En otras palabras, la variabilidad de los precios del frijol en EEUU sí afecta a los precios Mexicanos en Guadalajara. En suma, los mercados de referencia: Guadalajara y EEUU, están integrados. Si aumentara el precio del frijol en EEUU 1% el precio del frijol mexicano se elevaría 0.48% o en sentido contrario, la caída de los precios del frijol en EEUU en 1% provoca una caída de 0.48 % de los precios del frijol pinto en Guadalajara.

f) Precio Único.

La hipótesis de precio único: $B1=1$, se rechaza, pues el valor de probabilidad de F en el cuadro A3.3-4, de 0.001 es inferior al valor crítico de 0.05. Los precios en Guadalajara son inelásticos a los precios estadounidenses.

Cuadro A3.3-5 PRUEBA DE QUE $B1=1$

Dependent Variable: LPFGUAD			
Test:			
Numerator:	0.3082	DF: 1	F value: 4.9007
Denominator:	0.062887	DF: 70	Prob>F: 0.0301
Fuente: Elaboración en base a cálculos sobre datos del cuadro A3-6			

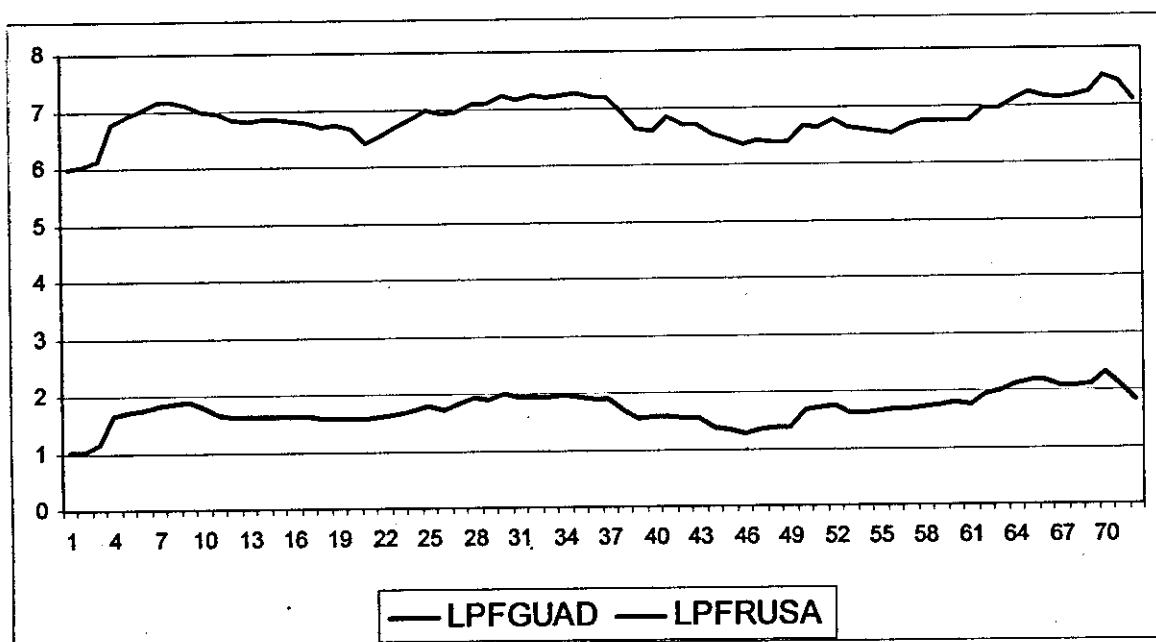


Figura A3-3. Precios Frijol Pinto Guadalajara y EEUU 1996-2001

Fuente: Gráfico elaborado en base al cuadro A3-6

Cuadro A3-6. Precios del Frijol Pinto en Guadalajara y en EEUU

OBS	TIEMPO	PFGUAD *	PFRUSA	LPFGUAD *	LPFRUSA
1	1996/01	2.78	146.471	1.02245	4.98683
2	1996/02	2.8	149.336	1.02962	5.0062
3	1996/03	3.13	150.356	1.14103	5.01301
4	1996/04	5.17	169.065	1.64287	5.13028
5	1996/05	5.5	184.048	1.70475	5.2152
6	1996/06	5.78	194.674	1.7544	5.27133
7	1996/07	6.26	203.953	1.83418	5.31789
8	1996/08	6.43	201.828	1.86097	5.30742
9	1996/09	6.55	183.834	1.87947	5.21404
10	1996/10	5.92	185.023	1.77834	5.22048
11	1996/11	5.23	198.114	1.65441	5.28884
12	1996/12	5	189.513	1.60944	5.24446
13	1997/01	5	181.315	1.60944	5.20024
14	1997/02	5.05	183.979	1.61939	5.21482
15	1997/03	5	185.426	1.60944	5.22266
16	1997/04	5	181.668	1.60944	5.20218
17	1997/05	5	175.187	1.60944	5.16585
18	1997/06	4.87	168.222	1.58309	5.12528

Continúa cuadro...

19	1997/07	4.84	171.28	1.57691	5.1433
20	1997/08	4.85	159.569	1.57898	5.07248
21	1997/09	4.8	125.898	1.56862	4.83547
22	1997/10	4.96	141.96	1.60141	4.95555
23	1997/11	5.25	153.004	1.65823	5.03046
24	1997/12	5.66	163.72	1.73342	5.09815
25	1998/01	6	178.823	1.79176	5.18639
26	1998/02	5.65	180.688	1.73166	5.19677
27	1998/03	6.1	172.205	1.80829	5.14869
28	1998/04	6.77	176.592	1.9125	5.17384
29	1998/05	6.59	183.664	1.88555	5.21311
30	1998/06	7.4	187.285	2.00148	5.23263
31	1998/07	6.86	189.847	1.92571	5.24622
32	1998/08	7	195.804	1.94591	5.27711
33	1998/09	6.86	193.8	1.92571	5.26683
34	1998/10	7.05	195.455	1.95303	5.27533
35	1998/11	6.95	202.797	1.93874	5.31221
36	1998/12	6.72	197.169	1.90509	5.28406
37	1999/01	6.55	200.408	1.87947	5.30036
38	1999/02	5.45	181.977	1.69562	5.20388
39	1999/03	4.76	161.857	1.56025	5.08671
40	1999/04	4.8	154.463	1.56862	5.03995
41	1999/05	4.8	193.826	1.56862	5.26696
42	1999/06	4.62	177.093	1.53039	5.17668
43	1999/07	4.65	174.085	1.53687	5.15954
44	1999/08	3.98	168.66	1.38128	5.12788
45	1999/09	3.76	168.57	1.32442	5.12735
46	1999/10	3.5	164.724	1.25276	5.10427
47	1999/11	3.82	161.99	1.34025	5.08753
48	1999/12	3.87	152.95	1.35325	5.03011
49	2000/01	3.9	151.68	1.36098	5.02177
50	2000/02	5.35	146.219	1.6771	4.9851
51	2000/03	5.61	134.27	1.72455	4.89985
52	2000/04	5.87	147.533	1.76985	4.99405
53	2000/05	5	154.062	1.60944	5.03736
54	2000/06	5	144.648	1.60944	4.9743
55	2000/07	5.25	132.841	1.65823	4.88915
56	2000/08	5.4	126.932	1.6864	4.84365
57	2000/09	5.33	146.32	1.67335	4.9858
58	2000/10	5.55	150.155	1.7138	5.01167
59	2000/11	5.77	146.475	1.75267	4.98685

Continúa cuadro...

60	2000/12	6	138.96	1.79176	4.93419
61	2001/01	5.75	146.228	1.7492	4.98517
62	2001/02	7	148.303	1.94591	4.99926
63	2001/03	7.5	141.103	2.0149	4.94949
64	2001/04	8.25	144.253	2.11021	4.97157
65	2001/05	8.75	154.973	2.16905	5.04325
66	2001/06	8.8	148.256	2.17475	4.99894
67	2001/07	8	154.056	2.07944	5.03732
68	2001/08	8	160.254	2.07944	5.07676
69	2001/09	8.1	172.267	2.09186	5.14904
70	2001/10	10.17	177.811	2.31944	5.18072
71	2001/11	8	203.983	2.07944	5.31804
72	2001/12	6.12	198.772	1.81156	5.29216

*Precios medios mensuales del Frijol Pinto en la Central de Abastos de Guadalajara, Jal., en \$/Kg. Página Web del SNIIM.

** Precios medios mensuales del Frijol (todas las clases) en EEUU, en dls/cwt. Página Web del USDA.

APENDICE 4

INFORMACIÓN DE PRECIOS DE MAÍZ Y TIPO DE CAMBIO EN MÉXICO Y EN ESTADOS UNIDOS

Cuadro A4-1 Precios del Maíz Blanco en el DF y del Maíz Amarillo en EEUU
Junio de 1990 a Diciembre de 1996

OBS	TIEMPO	PMDF*	PMUSA**	PREUSA	LPMDF	LPMUSA
1	1990/06	0.615	0.09951	0.28312	-0.48613	-1.26188
2	1990/07	0.663	0.09913	0.28417	-0.41098	-1.2582
3	1990/08	0.678	0.09497	0.2734	-0.38861	-1.29681
4	1990/09	0.688	0.08778	0.25365	-0.37397	-1.37181
5	1990/10	0.688	0.08286	0.24097	-0.37397	-1.42306
6	1990/11	0.695	0.08173	0.23942	-0.36384	-1.42953
7	1990/12	0.715	0.084	0.24719	-0.33547	-1.3976
8	1991/01	0.728	0.08589	0.25375	-0.31745	-1.37142
9	1991/02	0.705	0.08778	0.26027	-0.34956	-1.34602
10	1991/03	0.7	0.09043	0.26934	-0.35667	-1.31179
11	1991/04	0.728	0.09156	0.27377	-0.31745	-1.29546
12	1991/05	0.74	0.09005	0.27046	-0.30111	-1.30762
13	1991/06	0.8	0.0874	0.26366	-0.22314	-1.33309
14	1991/07	0.822	0.08589	0.26014	-0.19601	-1.34655
15	1991/08	0.88	0.08816	0.26817	-0.12783	-1.31612
16	1991/09	0.918	0.08816	0.26922	-0.08556	-1.31224
17	1991/10	0.92	0.0874	0.26787	-0.08338	-1.31724
18	1991/11	0.9	0.08664	0.26587	-0.10536	-1.32476
19	1991/12	0.91	0.08816	0.27054	-0.09431	-1.30734
20	1992/01	0.89	0.09081	0.27827	-0.11653	-1.27915
21	1992/02	0.858	0.09308	0.28467	-0.15315	-1.25641
22	1992/03	0.863	0.09421	0.28824	-0.14734	-1.24397
23	1992/04	0.85	0.09383	0.28886	-0.16252	-1.2418
24	1992/05	0.88	0.09421	0.28414	-0.12783	1.25829
25	1992/06	0.875	0.09345	0.29167	-0.13353	-1.23213
26	1992/07	0.9	0.08816	0.27404	-0.10536	-1.29449
27	1992/08	0.915	0.08135	0.2503	-0.08883	-1.38508
28	1992/09	0.93	0.08173	0.25425	-0.07257	-1.36945
29	1992/10	0.938	0.07756	0.24223	-0.06401	-1.41787
30	1992/11	0.93	0.07491	0.23314	-0.07257	-1.45614
31	1992/12	0.924	0.07454	0.23211	-0.07904	-1.46053
32	1993/01	0.93	0.07681	0.23852	-0.07257	1.43329
33	1993/02	0.94	0.07567	0.23423	-0.06188	-1.45144
34	1993/03	0.87	0.07946	0.24677	-0.13926	-1.39929
35	1993/04	0.88	0.08173	0.25284	-0.12783	-1.37499
36	1993/05	0.9	0.08097	0.25278	-0.10536	-1.37522
37	1993/06	0.88	0.07908	0.24655	-0.12783	-1.40018

Continúa cuadro...

38	1993/07	0.89	0.084	0.2622	-0.11653	-1.33865
39	1993/08	0.86	0.08513	0.26471	-0.15082	-1.32911
40	1993/09	0.86	0.08362	0.2602	-0.15082	-1.34631
41	1993/10	0.9	0.08627	0.26853	-0.10536	-1.3148
42	1993/11	0.9	0.0927	0.29156	-0.10536	-1.2325
43	1993/12	0.9	0.10102	0.31368	-0.10536	-1.15938
44	1994/01	0.9	0.10216	0.31722	-0.10536	-1.14817
45	1994/02	0.9	0.10556	0.32924	-0.10536	-1.11098
46	1994/03	0.96	0.10367	0.34156	-0.04082	-1.07423
47	1994/04	0.95	0.10026	0.33599	-0.05129	-1.09068
48	1994/05	0.95	0.09837	0.32596	-0.05129	-1.12098
49	1994/06	0.93	0.09875	0.33207	-0.07257	-1.10241
50	1994/07	0.98	0.08664	0.29464	-0.0202	-1.222
51	1994/08	1.03	0.08173	0.27624	0.02956	-1.28649
52	1994/09	1.2	0.08286	0.28144	0.18232	1.26785
53	1994/10	1.1	0.07794	0.26635	0.09531	-1.32294
54	1994/11	0.98	0.07529	0.25904	-0.0202	-1.35078
55	1994/12	0.9	0.08059	0.32799	-0.10536	-1.11476
56	1995/01	0.88	0.08286	0.46266	-0.12783	-0.77076
57	1995/02	0.8	0.08437	0.56185	-0.22314	-0.57653
58	1995/03	0.8	0.08702	0.58238	-0.22314	-0.54063
59	1995/04	0.81	0.08929	0.55416	-0.21072	-0.59031
60	1995/05	0.89	0.09156	0.54445	-0.11653	-0.60798
61	1995/06	0.93	0.09497	0.58968	-0.07257	-0.52817
62	1995/07	0.98	0.09951	0.60939	-0.0202	-0.4953
63	1995/08	1.16	0.09951	0.61605	0.14842	-0.48442
64	1995/09	1.2	0.10178	0.64123	0.18232	-0.44436
65	1995/10	1.2	0.10556	0.70844	0.18232	-0.3447
66	1995/11	1.25	0.10859	0.83206	0.22314	-0.18385
67	1995/12	1.48	0.11616	0.88957	0.39204	-0.11702
68	1996/01	1.58	0.11691	0.87369	0.45742	-0.13503
69	1996/02	1.6	0.12751	0.95685	0.47	-0.04411
70	1996/03	1.6	0.1328	1.00341	0.47	0.00341
71	1996/04	1.9	0.14567	1.0849	0.64185	0.08149
72	1996/05	2.18	0.15664	1.16247	0.77932	0.15055
73	1996/06	2.2	0.15891	1.19906	0.78846	0.18154
74	1996/07	2.3	0.16761	1.27557	0.83291	0.24339
75	1996/08	2.21	0.16269	1.22068	0.79299	0.1994
76	1996/09	2.28	0.1347	1.01482	0.82418	0.01471

Continúa cuadro...

77	1996/10	2.28	0.10897	0.84006	0.82418	-0.17428
78	1996/11	2.03	0.10064	0.79438	0.70804	-0.2302
79	1996/12	1.8	0.09951	0.78249	0.58779	-0.24527

*Precio mensual promedio del Maíz Blanco en la Central de Abastos de Iztapalapa, DF. Anuarios estadísticos de Granos, varios años, SNIIM, Secretaría de Economía.

** Precio mensual promedio nacional del Maíz Amarillo, al mayoreo, en EEUU. Página Web del USDA.

Cuadro A4-2 Precios del Maíz Blanco en Monterrey y del Maíz Amarillo en EEUU de Junio de 1990 a Diciembre de 2001

OBS	TIEMPO	PMTY*	PREUSA**	LPMTY	LPREUSA
1	1990/06	0.700	0.28312	-0.35667	-1.26188
2	1990/07	0.660	0.28417	-0.41552	-1.25820
3	1990/08	0.700	0.27340	-0.35667	-1.29681
4	1990/09	0.688	0.25365	-0.37397	-1.37181
5	1990/10	0.743	0.24097	-0.29706	-1.42306
6	1990/11	0.800	0.23942	-0.22314	-1.42953
7	1990/12	0.780	0.24719	-0.24846	-1.39760
8	1991/01	0.750	0.25375	-0.28768	-1.37142
9	1991/02	0.758	0.26027	-0.27707	-1.34602
10	1991/03	0.820	0.26934	-0.19845	-1.31179
11	1991/04	0.950	0.27377	-0.05129	-1.29546
12	1991/05	0.930	0.27046	-0.07257	-1.30762
13	1991/06	0.910	0.26366	-0.09431	-1.33309
14	1991/07	0.875	0.26014	-0.13353	-1.34655
15	1991/08	0.813	0.26817	-0.20702	-1.31612
16	1991/09	0.790	0.26922	-0.23572	-1.31224
17	1991/10	0.825	0.26787	-0.19237	-1.31724
18	1991/11	0.900	0.26587	-0.10536	-1.32476
19	1991/12	0.883	0.27054	-0.12443	-1.30734
20	1992/01	0.900	0.27827	-0.10536	-1.27915
21	1992/02	0.863	0.28467	-0.14734	-1.25641
22	1992/03	0.888	0.28824	-0.11878	-1.24397
23	1992/04	0.850	0.28886	-0.16252	-1.24180
24	1992/05	0.900	0.28414	-0.10536	-1.25829
25	1992/06	0.870	0.29167	-0.13926	-1.23213
26	1992/07	0.863	0.27404	-0.14734	-1.29449
27	1992/08	0.830	0.25030	-0.18633	-1.38508
28	1992/09	0.875	0.25425	-0.13353	-1.36945
29	1992/10	0.875	0.24223	-0.13353	-1.41787
30	1992/11	0.900	0.23314	-0.10536	-1.45614
31	1992/12	0.930	0.23211	-0.07257	-1.46053
32	1993/01	0.880	0.23852	-0.12783	-1.43329
33	1993/02	0.900	0.23423	-0.10536	-1.45144
34	1993/03	0.900	0.24677	-0.10536	-1.39929

Continúa cuadro...

35	1993/04	0.900	0.25284	-0.10536	-1.37499
36	1993/05	0.890	0.25278	-0.11653	-1.37522
37	1993/06	0.840	0.24655	-0.17435	-1.40018
38	1993/07	0.830	0.26220	-0.18633	-1.33865
39	1993/08	0.900	0.26471	-0.10536	-1.32911
40	1993/09	0.850	0.26020	-0.16252	-1.34631
41	1993/10	0.860	0.26853	-0.15082	-1.31480
42	1993/11	0.890	0.29156	-0.11653	-1.23250
43	1993/12	0.900	0.31368	-0.10536	-1.15938
44	1994/01	0.900	0.31722	-0.10536	-1.14817
45	1994/02	0.900	0.32924	-0.10536	-1.11098
46	1994/03	0.900	0.34156	-0.10536	-1.07423
47	1994/04	0.880	0.33599	-0.12783	-1.09068
48	1994/05	0.860	0.32596	-0.15082	-1.12098
49	1994/06	0.900	0.33207	-0.10536	-1.10241
50	1994/07	0.840	0.29464	-0.17435	-1.22200
51	1994/08	0.750	0.27624	-0.28768	-1.28649
52	1994/09	0.790	0.28144	-0.23572	-1.26785
53	1994/10	0.800	0.26635	-0.22314	-1.32294
54	1994/11	0.800	0.25904	-0.22314	-1.35078
55	1994/12	0.840	0.32799	-0.17435	-1.11476
56	1995/01	0.900	0.46266	-0.10536	-0.77076
57	1995/02	0.850	0.56185	-0.16252	-0.57653
58	1995/03	0.890	0.58238	-0.11653	-0.54063
59	1995/04	1.00	0.55416	0.00000	-0.59031
60	1995/05	1.00	0.54445	0.00000	-0.60798
61	1995/06	1.05	0.58968	0.04879	-0.52817
62	1995/07	1.12	0.60939	0.11333	-0.49530
63	1995/08	1.25	0.61605	0.22314	-0.48442
64	1995/09	1.18	0.64123	0.16551	-0.44436
65	1995/10	1.30	0.70844	0.26236	-0.34470
66	1995/11	1.50	0.83206	0.40547	-0.18385
67	1995/12	1.50	0.88957	0.40547	-0.11702
68	1996/01	1.58	0.87369	0.45742	-0.13503
69	1996/02	1.65	0.95685	0.50078	-0.04411
70	1996/03	2.00	1.00341	0.69315	0.00341
71	1996/04	2.12	1.08490	0.75142	0.08149
72	1996/05	2.05	1.16247	0.71784	0.15055
73	1996/06	2.00	1.19906	0.69315	0.18154
74	1996/07	2.03	1.27557	0.70804	0.24339
75	1996/08	2.00	1.22068	0.69315	0.19940
76	1996/09	2.14	1.01482	0.76081	0.01471
77	1996/10	2.00	0.84006	0.69315	-0.17428
78	1996/11	1.85	0.79438	0.61519	-0.23020
79	1996/12	1.92	0.78249	0.65233	-0.24527
80	1997/01	1.78	0.79543	0.57661	-0.22888
81	1997/02	1.60	0.78163	0.47000	-0.24637
82	1997/03	1.56	0.84008	0.44469	-0.17426
83	1997/04	1.25	0.83678	0.22314	-0.17819
84	1997/05	1.57	0.80316	0.45108	-0.21920
85	1997/06	1.57	0.76858	0.45108	-0.26321
86	1997/07	1.45	0.71611	0.37156	-0.33392
87	1997/08	1.95	0.73988	0.66783	-0.30127
88	1997/09	1.54	0.74098	0.43178	-0.29978

Continúa cuadro...

89	1997/10	1.57	0.80726	0.45108	-0.21410
90	1997/11	1.68	0.78121	0.51879	-0.24692
91	1997/12	1.65	0.76897	0.50078	-0.26271
92	1998/01	1.75	0.82089	0.55962	-0.19737
93	1998/02	1.78	0.82231	0.57661	-0.19564
94	1998/03	1.78	0.82250	0.57661	-0.19540
95	1998/04	2.08	0.77415	0.73237	-0.25598
96	1998/05	2.00	0.78177	0.69315	-0.24619
97	1998/06	1.96	0.77303	0.67294	-0.25744
98	1998/07	1.92	0.73853	0.65233	-0.30309
99	1998/08	1.96	0.71438	0.67294	-0.33634
100	1998/09	2.00	0.71010	0.69315	-0.34235
101	1998/10	2.07	0.72808	0.72755	-0.31734
102	1998/11	2.04	0.72950	0.71295	-0.31540
103	1998/12	2.07	0.74975	0.72755	-0.28801
104	1999/01	2.10	0.79290	0.74194	-0.23206
105	1999/02	1.82	0.77130	0.59884	-0.25968
106	1999/03	2.00	0.74208	0.69315	-0.29829
107	1999/04	2.07	0.71821	0.72755	-0.33100
108	1999/05	1.90	0.73336	0.64185	-0.31012
109	1999/06	2.00	0.69841	0.69315	-0.35895
110	1999/07	2.02	0.61950	0.70310	-0.47884
111	1999/08	1.94	0.62041	0.66269	-0.47737
112	1999/09	2.00	0.62008	0.69315	-0.47790
113	1999/10	2.02	0.61596	0.70310	-0.48458
114	1999/11	1.84	0.60577	0.60977	-0.50125
115	1999/12	1.90	0.65418	0.64185	-0.42437
116	2000/01	1.95	0.69376	0.66783	-0.36563
117	2000/02	1.83	0.70218	0.60432	-0.35357
118	2000/03	1.75	0.71123	0.55962	-0.34076
119	2000/04	2.00	0.72175	0.69315	-0.32607
120	2000/05	1.93	0.75922	0.65752	-0.27547
121	2000/06	2.00	0.71110	0.69315	-0.34094
122	2000/07	1.90	0.58048	0.64185	-0.54389
123	2000/08	1.87	0.52898	0.62594	-0.63680
124	2000/09	2.05	0.57504	0.71784	-0.55331
125	2000/10	1.95	0.62964	0.66783	-0.46261
126	2000/11	1.92	0.66504	0.65233	-0.40791
127	2000/12	2.00	0.71928	0.69315	-0.32951
128	2001/01	2.00	0.72548	0.69315	-0.32093
129	2001/02	2.00	0.71881	0.69315	-0.33015
130	2001/03	2.00	0.70228	0.69315	-0.35343
131	2001/04	1.90	0.66125	0.64185	-0.41362
132	2001/05	2.00	0.63146	0.69315	-0.45973
133	2001/06	1.94	0.60198	0.66269	-0.50753
134	2001/07	1.83	0.64880	0.60432	-0.43262
135	2001/08	1.92	0.66209	0.65233	-0.41236
136	2001/09	2.08	0.68780	0.73237	-0.37426
137	2001/10	2.10	0.64473	0.74194	-0.43892
138	2001/11	2.07	0.64607	0.72755	-0.43686
139	2001/12	.	0.68622	.	-0.37656

*Precio mensual promedio del Maíz Blanco en la Central de San Pedro Garza García, N. L. Anuarios estadísticos de Granos, varios años, SNIIM, Secretaría de Economía.

** Precio mensual promedio nacional del Maíz Amarillo, al mayoreo, en EEUU.
Página Web del USDA.

**Cuadro A4-3: PRECIOS DEL MAÍZ EN MONTERREY, MÉXICO Y EN
EEUU 1990-1993**

OBS	TIEMPO	PMTY	PREUSA	LPMTY	LPREUSA
1	1990/06	0.700	0.28312	-0.35667	-1.26188
2	1990/07	0.660	0.28417	-0.41552	-1.25820
3	1990/08	0.700	0.27340	-0.35667	-1.29681
4	1990/09	0.688	0.25365	-0.37397	-1.37181
5	1990/10	0.743	0.24097	-0.29706	-1.42306
6	1990/11	0.800	0.23942	-0.22314	-1.42953
7	1990/12	0.780	0.24719	-0.24846	-1.39760
8	1991/01	0.750	0.25375	-0.28768	-1.37142
9	1991/02	0.758	0.26027	-0.27707	-1.34602
10	1991/03	0.820	0.26934	-0.19845	-1.31179
11	1991/04	0.950	0.27377	-0.05129	-1.29546
12	1991/05	0.930	0.27046	-0.07257	-1.30762
13	1991/06	0.910	0.26366	-0.09431	-1.33309
14	1991/07	0.875	0.26014	-0.13353	-1.34655
15	1991/08	0.813	0.26817	-0.20702	-1.31612
16	1991/09	0.790	0.26922	-0.23572	-1.31224
17	1991/10	0.825	0.26787	-0.19237	-1.31724
18	1991/11	0.900	0.26587	-0.10536	-1.32476
19	1991/12	0.883	0.27054	-0.12443	-1.30734
20	1992/01	0.900	0.27827	-0.10536	-1.27915
21	1992/02	0.863	0.28467	-0.14734	-1.25641
22	1992/03	0.888	0.28824	-0.11878	-1.24397
23	1992/04	0.850	0.28886	-0.16252	-1.24180
24	1992/05	0.900	0.28414	-0.10536	-1.25829
25	1992/06	0.870	0.29167	-0.13926	-1.23213
26	1992/07	0.863	0.27404	-0.14734	-1.29449
27	1992/08	0.830	0.25030	-0.18633	-1.38508
28	1992/09	0.875	0.25425	-0.13353	-1.36945
29	1992/10	0.875	0.24223	-0.13353	-1.41787
30	1992/11	0.900	0.23314	-0.10536	-1.45614
31	1992/12	0.930	0.23211	-0.07257	-1.46053
32	1993/01	0.880	0.23852	-0.12783	-1.43329
33	1993/02	0.900	0.23423	-0.10536	-1.45144
34	1993/03	0.900	0.24677	-0.10536	-1.39929
35	1993/04	0.900	0.25284	-0.10536	-1.37499
36	1993/05	0.890	0.25278	-0.11653	-1.37522
37	1993/06	0.840	0.24655	-0.17435	-1.40018
38	1993/07	0.830	0.26220	-0.18633	-1.33865
39	1993/08	0.900	0.26471	-0.10536	-1.32911
40	1993/09	0.850	0.26020	-0.16252	-1.34631

Continúa cuadro...

41	1993/10	0.860	0.26853	-0.15082	-1.31480
42	1993/11	0.890	0.29156	-0.11653	-1.23250
43	1993/12	0.900	0.31368	-0.10536	-1.15938

Cuadro A4-4: PRECIOS DEL MAÍZ EN MONTERREY, MÉXICO Y EN EEUU 1994-2001

OBS	TIEMPO	PMTY	PREUSA	LPMTY	LPREUSA
1	1994/01	0.9	0.31722	-0.10536	-1.14817
2	1994/02	0.9	0.32924	-0.10536	-1.11098
3	1994/03	0.9	0.34156	-0.10536	-1.07423
4	1994/04	0.88	0.33599	-0.12783	-1.09068
5	1994/05	0.86	0.32596	-0.15082	-1.12098
6	1994/06	0.9	0.33207	-0.10536	-1.10241
7	1994/07	0.84	0.29464	-0.17435	-1.222
8	1994/08	0.75	0.27624	-0.28768	-1.28649
9	1994/09	0.79	0.28144	-0.23572	-1.26785
10	1994/10	0.8	0.26635	-0.22314	-1.32294
11	1994/11	0.8	0.25904	-0.22314	-1.35078
12	1994/12	0.84	0.32799	-0.17435	-1.11476
13	1995/01	0.9	0.46266	-0.10536	-0.77076
14	1995/02	0.85	0.56185	-0.16252	-0.57653
15	1995/03	0.89	0.58238	-0.11653	-0.54063
16	1995/04	1	0.55416	0	-0.59031
17	1995/05	1	0.54445	0	-0.60798
18	1995/06	1.05	0.58968	0.04879	-0.52817
19	1995/07	1.12	0.60939	0.11333	-0.4953
20	1995/08	1.25	0.61605	0.22314	-0.48442
21	1995/09	1.18	0.64123	0.16551	-0.44436
22	1995/10	1.3	0.70844	0.26236	-0.3447
23	1995/11	1.5	0.83206	0.40547	-0.18385
24	1995/12	1.5	0.88957	0.40547	-0.11702
25	1996/01	1.58	0.87369	0.45742	-0.13503
26	1996/02	1.65	0.95685	0.50078	-0.04411
27	1996/03	2	1.00341	0.69315	0.00341
28	1996/04	2.12	1.0849	0.75142	0.08149
29	1996/05	2.05	1.16247	0.71784	0.15055
30	1996/06	2	1.19906	0.69315	0.18154
31	1996/07	2.03	1.27557	0.70804	0.24339
32	1996/08	2	1.22068	0.69315	0.1994
33	1996/09	2.14	1.01482	0.76081	0.01471
34	1996/10	2	0.84006	0.69315	-0.17428
35	1996/11	1.85	0.79438	0.61519	-0.2302
36	1996/12	1.92	0.78249	0.65233	-0.24527

Continúa cuadro...

37	1997/01	1.78	0.79543	0.57661	-0.22888
38	1997/02	1.6	0.78163	0.47	-0.24637
39	1997/03	1.56	0.84008	0.44469	-0.17426
40	1997/04	1.25	0.83678	0.22314	-0.17819
41	1997/05	1.57	0.80316	0.45108	-0.2192
42	1997/06	1.57	0.76858	0.45108	-0.26321
43	1997/07	1.45	0.71611	0.37156	-0.33392
44	1997/08	1.95	0.73988	0.66783	-0.30127
45	1997/09	1.54	0.74098	0.43178	-0.29978
46	1997/10	1.57	0.80726	0.45108	-0.2141
47	1997/11	1.68	0.78121	0.51879	-0.24692
48	1997/12	1.65	0.76897	0.50078	-0.26271
49	1998/01	1.75	0.82089	0.55962	-0.19737
50	1998/02	1.78	0.82231	0.57661	-0.19564
51	1998/03	1.78	0.8225	0.57661	-0.1954
52	1998/04	2.08	0.77415	0.73237	-0.25598
53	1998/05	2	0.78177	0.69315	-0.24619
54	1998/06	1.96	0.77303	0.67294	-0.25744
55	1998/07	1.92	0.73853	0.65233	-0.30309
56	1998/08	1.96	0.71438	0.67294	-0.33634
57	1998/09	2	0.7101	0.69315	-0.34235
58	1998/10	2.07	0.72808	0.72755	-0.31734
59	1998/11	2.04	0.7295	0.71295	-0.3154
60	1998/12	2.07	0.74975	0.72755	-0.28801
61	1999/01	2.1	0.7929	0.74194	-0.23206
62	1999/02	1.82	0.7713	0.59884	-0.25968
63	1999/03	2	0.74208	0.69315	-0.29829
64	1999/04	2.07	0.71821	0.72755	-0.331
65	1999/05	1.9	0.73336	0.64185	-0.31012
66	1999/06	2	0.69841	0.69315	-0.35895
67	1999/07	2.02	0.6195	0.7031	-0.47884
68	1999/08	1.94	0.62041	0.66269	-0.47737
69	1999/09	2	0.62008	0.69315	-0.4779
70	1999/10	2.02	0.61596	0.7031	-0.48458
71	1999/11	1.84	0.60577	0.60977	-0.50125
72	1999/12	1.9	0.65418	0.64185	-0.42437
73	2000/01	1.95	0.69376	0.66783	-0.36563
74	2000/02	1.83	0.70218	0.60432	-0.35357
75	2000/03	1.75	0.71123	0.55962	-0.34076
76	2000/04	2	0.72175	0.69315	-0.32607
77	2000/05	1.93	0.75922	0.65752	-0.27547
78	2000/06	2	0.7111	0.69315	-0.34094
79	2000/07	1.9	0.58048	0.64185	-0.54389
80	2000/08	1.87	0.52898	0.62594	-0.6368
81	2000/09	2.05	0.57504	0.71784	-0.55331
82	2000/10	1.95	0.62964	0.66783	-0.46261

Continúa cuadro...

83	2000/11	1.92	0.66504	0.65233	-0.40791
84	2000/12	2	0.71928	0.69315	-0.32951
85	2001/01	2	0.72548	0.69315	-0.32093
86	2001/02	2	0.71881	0.69315	-0.33015
87	2001/03	2	0.70228	0.69315	-0.35343
88	2001/04	1.9	0.66125	0.64185	-0.41362
89	2001/05	2	0.63146	0.69315	-0.45973
90	2001/06	1.94	0.60198	0.66269	-0.50753
91	2001/07	1.83	0.6488	0.60432	-0.43262
92	2001/08	1.92	0.66209	0.65233	-0.41236
93	2001/09	2.08	0.6878	0.73237	-0.37426
94	2001/10	2.1	0.64473	0.74194	-0.43892
95	2001/11	2.07	0.64607	0.72755	-0.43686
96	2001/12		0.68622		-0.43686

Cuadro A4-5: Tipo de Cambio (\$/dl) y relación de Precios México-EEUU 1990-2001

OBS	Tiempo	S	D
1	1990/06	1.04563	-0.38554
2	1990/07	1.05313	-0.37141
3	1990/08	1.05741	-0.36371
4	1990/09	1.06112	-0.35786
5	1990/10	1.06753	-0.34958
6	1990/11	1.07487	-0.32568
7	1990/12	1.0794	-0.29453
8	1991/01	1.0833	-0.27535
9	1991/02	1.08691	-0.25956
10	1991/03	1.09142	-0.24687
11	1991/04	1.09527	-0.23799
12	1991/05	1.09978	-0.23111
13	1991/06	1.10416	-0.22363
14	1991/07	1.10817	-0.2164
15	1991/08	1.11252	-0.21232
16	1991/09	1.11639	-0.20681
17	1991/10	1.12001	-0.19663
18	1991/11	1.12119	-0.17512
19	1991/12	1.12129	-0.15251
20	1992/01	1.11988	-0.13595
21	1992/02	1.11792	-0.12782
22	1992/03	1.11825	-0.12269
23	1992/04	1.12444	-0.11525
24	1992/05	1.10393	-0.11014
25	1992/06	1.13815	-0.10697

Continúa cuadro...

26	1992/07	1.13414	-0.10277
27	1992/08	1.12396	-0.09954
28	1992/09	1.13494	-0.09369
29	1992/10	1.13879	-0.0901
30	1992/11	1.13527	-0.08318
31	1992/12	1.13594	-0.06838
32	1993/01	1.13317	-0.06084
33	1993/02	1.12992	-0.05619
34	1993/03	1.13327	-0.05388
35	1993/04	1.1294	-0.0509
36	1993/05	1.13847	-0.04655
37	1993/06	1.13716	-0.04235
38	1993/07	1.13835	-0.03753
39	1993/08	1.13446	-0.03498
40	1993/09	1.1352	-0.02965
41	1993/10	1.13552	-0.02978
42	1993/11	1.14591	-0.02596
43	1993/12	1.13305	-0.01847
44	1994/01	1.13308	-0.01346
45	1994/02	1.13748	-0.01175
46	1994/03	1.19232	-0.00994
47	1994/04	1.20926	-0.00643
48	1994/05	1.19801	-0.00235
49	1994/06	1.21274	-0.00071
50	1994/07	1.22395	0.001
51	1994/08	1.21791	0.00165
52	1994/09	1.22275	0.006
53	1994/10	1.22885	0.01055
54	1994/11	1.23559	0.0146
55	1994/12	1.40362	0.02336
56	1995/01	1.71983	0.05624
57	1995/02	1.89597	0.09376
58	1995/03	1.90096	0.14779
59	1995/04	1.82553	0.22112
60	1995/05	1.78275	0.26012
61	1995/06	1.82605	0.28938
62	1995/07	1.81222	0.30958
63	1995/08	1.8231	0.32339
64	1995/09	1.8406	0.34194
65	1995/10	1.90376	0.35904
66	1995/11	2.03634	0.38401
67	1995/12	2.0358	0.41678
68	1996/01	2.0113	0.44624
69	1996/02	2.01548	0.46606
70	1996/03	2.02229	0.48267
71	1996/04	2.00792	0.50689

Continúa cuadro...

72	1996/05	2.00435	0.523
73	1996/06	2.02095	0.53852
74	1996/07	2.02949	0.55071
75	1996/08	2.01529	0.56201
76	1996/09	2.01945	0.57474
77	1996/10	2.04243	0.58394
78	1996/11	2.06598	0.59709
79	1996/12	2.06224	0.62862
80	1997/01	2.05608	0.65085
81	1997/02	2.05357	0.6644
82	1997/03	2.0742	0.67427
83	1997/04	2.06669	0.68373
84	1997/05	2.06576	0.69343
85	1997/06	2.07128	0.70104
86	1997/07	2.05681	0.70848
87	1997/08	2.05694	0.71545
88	1997/09	2.05046	0.72535
89	1997/10	2.12823	0.73082
90	1997/11	2.1073	0.74256
91	1997/12	2.08753	0.75774
92	1998/01	2.13712	0.77738
93	1998/02	2.14277	0.79289
94	1998/03	2.143	0.80267
95	1998/04	2.13889	0.81017
96	1998/05	2.17816	0.81625
97	1998/06	2.19288	0.82676
98	1998/07	2.18751	0.83513
99	1998/08	2.30158	0.84348
100	1998/09	2.32239	0.85834
101	1998/10	2.31006	0.87014
102	1998/11	2.30158	0.88769
103	1998/12	2.29334	0.9124
104	1999/01	2.31974	0.93488
105	1999/02	2.29698	0.94702
106	1999/03	2.2535	0.95325
107	1999/04	2.23055	0.95515
108	1999/05	2.27624	0.96114
109	1999/06	2.23751	0.96768
110	1999/07	2.24177	0.97127
111	1999/08	2.23751	0.97448
112	1999/09	2.23698	0.97931
113	1999/10	2.26519	0.98385
114	1999/11	2.24262	0.99212
115	1999/12	2.25129	1.00208
116	2000/01	2.26176	1.01245
117	2000/02	2.23783	1.01536

Continúa cuadro...

118	2000/03	2.2257	1.0127
119	2000/04	2.24039	1.01777
120	2000/05	2.25234	1.02035
121	2000/06	2.28646	1.02103
122	2000/07	2.23591	1.02258
123	2000/08	2.21899	1.02806
124	2000/09	2.24496	1.03015
125	2000/10	2.25801	1.03529
126	2000/11	2.24601	1.04322
127	2000/12	2.26696	1.05458
128	2001/01	2.27048	1.05379
129	2001/02	2.2714	1.04915
130	2001/03	2.24813	1.05318
131	2001/04	2.2243	1.05426
132	2001/05	2.21594	1.05202
133	2001/06	2.20166	1.0527
134	2001/07	2.21594	1.05292
135	2001/08	2.22029	1.05882
136	2001/09	2.25313	1.06359
137	2001/10	2.22581	1.07149
138	2001/11	2.22246	1.07692
139	2001/12	2.21485	1.08227