

INTEGRACIÓN VERTICAL Y TRANSMISIÓN DE PRECIOS EN LA PRODUCCIÓN LECHERA DOMINICANA (AÑOS 2000-2018)

BERNARDO HIRÁN SÁNCHEZ MELO

Doctorado en la Universidad del País Vasco en Economía Aplicada
Profesor Investigador de la Universidad Autónoma de Santo Domingo
hiransm63@gmail.com

LUIS MATOS REYES

Profesor Investigador de la Facultad de Ciencias Agronómicas y Veterinarias
Universidad Autónoma de Santo Domingo
luis1514@yahoo.com

Recibido: 02/07/2020

Aceptado: 20/11/2020

RESUMEN

En esta investigación se estudia el proceso de integración en la cadena de valor de la producción lechera en República Dominicana, con el propósito de determinar la participación de cada uno de sus eslabones en términos de valor añadido, fijación y transmisión de precios. Por lo que se indaga sobre las diferencias notables entre el precio pagado al ganadero y el de salida al mercado minorista. Se analiza la posible relación entre el precio nacional y el de importación. En ese orden, se busca demostrar que la integración vertical y horizontal en el subsector lechero dominicano implica una alta concentración de la actividad productiva en empresas corporativas, con alta incidencia en la fijación de precios de los productos lácteos. Por lo que se analiza el comportamiento y las condiciones bajo las cuales se transmiten los precios a lo largo de la cadena de valor y la existencia de posibles situaciones de poder de mercado.

Palabras clave: Subsector lácteo dominicano, transmisión de precios, volatilidad precios lácteo, integración vertical.

Códigos JEL: D420, D430, D220

ABSTRACT

This research studies the process of integration in the value chain of dairy production in the Dominican Republic, with the purpose of determining the participation of each of its links in terms of added value, fixing and transmission of prices. So it is investigated about the notable differences between the price paid to the rancher and the exit price to the retail market. The possible relationship between the national price and the import price is analyzed. In this order, it seeks to demonstrate that vertical and horizontal integration in the Dominican dairy subsector implies a high concentration of productive activity in corporate companies, with a high incidence in the setting of prices for dairy products. Therefore, the behavior and conditions under which prices are transmitted along the value chain and the existence of possible situations of market power are analyzed.

Keywords: Dominican dairy subsector, price transmission, volatility, vertical integration.

JEL codes: D420, D430, D220

1. INTRODUCCIÓN

En este artículo se presenta el resultado de una investigación relativa al proceso de integración en la cadena de valor de la producción lechera en la República Dominicana, orientada a determinar la participación en términos de valor añadido de cada uno de sus eslabones y así verificar la correspondencia y sustentabilidad de los precios de la leche establecidos en cada tramo de la cadena productiva de la producción de leche local.

El objetivo general de este estudio es verificar la existencia de una elevada concentración en el subsector lechero, como resultado de la integración vertical y horizontal de las grandes corporaciones lecheras que adoptan prácticas no competitivas en la fijación de precios de los productos lácteos nacionales: leche cruda y leche procesada, en detrimento del bienestar de los consumidores y los beneficios de los productores de leche de cruda.

En ese orden, se tiene como propósito constatar que la participación de múltiples actores en el encadenamiento productivo implica la fijación de precios diferenciados en términos de la sustentabilidad en cada uno de los eslabones de la cadena, pudiendo ser el más desventajado el ganadero-productor de leche cruda, por los limitados ingresos que percibe, dada su baja productividad y bajos precios, lo que conduce a pérdidas operacionales de las unidades productivas. Este panorama se expresa en términos de preocupación para los pequeños y medianos productores e inclusive para la industria nacional, dadas las desventajas comparativas y competitivas respecto a los productores internacionales cuyos precios relativos de los lácteos son más bajos en el mercado internacional, todo esto ante la imposibilidad de incidir en el establecimiento de mecanismos proteccionistas que desincentiven las importaciones, como son las barreras arancelarias.

Entre los estudios publicados y tomados como antecedentes sobre producción de leche en la República Dominicana, se encuentra el libro "Producción Competitiva de Leche en República Dominicana", realizado por la Dirección General de Ganadería, a

través del Programa Megaleche, de la Secretaría de Estado de Agricultura, constituyéndose en uno de los trabajos más completos relativos a la producción lechera, presentado en formato de manual y digital con el propósito de producir incrementos en la producción y la productividad en el sector, a través de programas para el mejoramiento de la ganadería lechera. La CEPAL juntamente con el Fondo Internacional de Desarrollo Agrícola, El ministerio de la Presidencia y el Ministerio de Industria y Comercio cofinanciaron un estudio titulado: *Fortalecimiento de la cadena de valor de los lácteos en la República Dominicana*, realizado por Caroline Gómez Nogueira y Nahuel Oddone, publicado en junio 2017. Este trabajo de investigación sustentando en entrevistas a diferentes actores de la cadena láctea describe y analiza los aspectos más relevantes de cada eslabón: sus restricciones, la gobernanza de la cadena, el mercado lácteo, y las buenas prácticas internacionales orientadas a la elaboración de estrategias.

Este artículo se estructura en cinco partes, de la siguiente forma: En la sección II. se explica la metodología aplicada en estudio relativa a la transmisión de precios. En la sección III se aborda el tema sobre la evolución e importancia del sector lechero nacional desde el aspecto macro y micro, se analiza el comportamiento de las variables de precios de la leche cruda y procesada. En la sección IV. se analiza la volatilidad en los precios de la leche cruda del productor nacional, la leche procesada o pasteurizada por las industrias lácteas, de los costos de producción e insumos. De igual modo, se analiza los márgenes de comercialización de la leche pasteurizada y los márgenes de ganancias del productor. Y se describe las causas de la variación en cada tramo relevante en lo relativo a cambios significativos en el período objeto de estudio. En la sección V. Se analiza el comportamiento de los precios y sus efectos en los diferentes agentes que intervienen en la cadena de producción, comercialización y demandantes de productos lácteos, en un ambiente integrado, como lo es el sector pecuario dominicano, se especifican y aplican modelos econométricos de cointegración en la transmisión de precios, a partir de una base de datos elaborada con información suministrada por entidades oficiales: rectoras y reguladoras del subsector, y calculados mediante el uso de los softwares Gretl y SPSS, de amplio uso en los estudios socioeconómicos.

2. METODOLOGÍA APLICADA

La metodología utilizada se centra en el análisis cuantitativo relativo a las características de los mercados de origen y destino que condicionan la formación y el mecanismo de transmisión de precios en la cadena de valor de la leche.

Una gran parte de los estudios relativos a la transmisión de precios se sustenta en los modelos de cointegración no lineales para modelar el comportamiento no competitivo de los precios. Enders y Granger (1998), han propuesto una metodología de cointegración que no imponen ajustes lineales y simétricos.

En el análisis de transmisión de precios de este estudio se utilizan los precios promedio mensuales de la leche cruda y de la leche procesada (pasteurizada), y valor FOB de importación de leche, desde enero del 2012 a diciembre del 2018. Los precios promedios pagados por los consumidores (en el destino) y los precios de la leche cruda (en el origen) se han obtenido de los datos suministrado por MEGALECHE, perteneciente al Ministerio de Agricultura y datos del Departamento de Cuentas Nacionales del Banco Central de la RD. Los precios FOB de importación se obtuvieron de la Dirección General de Aduanas.

Las series de tiempo están expresadas en términos corrientes, a los precios vigentes en un momento determinado, lo que significa que tienen incorporado la inflación, esto debido principalmente a que según los estudios realizados sobre rigidez y asimetría en la transmisión de precios en la cadena de valor la presencia de inflación en la economía es una de las posibles causas de su aparición (Sheshinski y Weis, 1983), de modo que si se deflactan los datos se podría perder esta información.

Con estos datos se analiza la relación de precios y los patrones de transmisión de precios entre los diferentes niveles de la cadena láctea dominicana y los precios FOB de importación. El análisis se centra en las series de tiempo descritas y en las propiedades de los precios, así como la relación origen-destino, siendo esta una integración vertical, ya que se centra en la transmisión de precios a lo largo de la cadena de valor (Asche et al 2007).

3. IMPORTANCIA DEL SECTOR LÁCTEO DOMINICANO

Las estadísticas provistas por el Departamento de Economía Agropecuaria, del Ministerio de Agricultura, y el Departamento de Cuentas Nacionales del BCRD, referentes a la producción de leche líquida cruda y procesada en la República Dominicana muestran que, durante el período analizado, 2000-2018, el valor agregado de la producción de leche representó un 0.62% promedio del PIB, siendo el año 2003 el de mayor relevancia al aportar un 0.83% del PIB, disminuyendo en el año 2012 con una participación de apenas un 0.35% del PIB, para luego incrementarse ligeramente a 0.37% en el 2017 y 2018. No obstante, lo anterior, resalta la relevancia del subsector lechero al representar casi un cuarto del valor agregado del sector pecuario, habiéndose iniciado la década del 2000 con una participación significativa de 25.75%, porcentaje que ha venido disminuyendo, hasta representar apenas un 17.37%, en el 2018, lo que se explica por los precios relativos, respecto a otros rubros pecuarios. No obstante, la producción se mantiene en crecimiento, al incrementarse de 400 millones de litros en el 2000 a 943 millones de litros en el 2018, para un incremento de un 136.0%. En tanto la producción vacuna ha incrementado, en los últimos años, su aporte al sector pecuario en términos de valor monetario y volumen, así como la producción porcina, según se puede observar en la Tabla siguiente.

Tabla 1. Producto Interno Bruto y Valor Agregados Sectoriales (2000-2018)

VALOR AGREGADO POR SECTOR ECONOMICO AL PIB (2000-2018)											
AÑO	Agropecuario	PECUARIO	VACUNO	PORCINO	CAPRINO	LECHE	POLLOS	HUEVOS	PIB	PARTICIPACION (%)	PARTICIPACION (%)
2000	27.414.286,0	8.450.167,0	2.311.092,0	191.622,0	51.312,0	2.176.135,0	2.392.693,0	947.105,0	350.520.116,9	7,82	0,62
2001	26.423.438,7	10.147.859,0	2.477.376,0	392.246,0	61.928,0	2.399.782,0	3.786.555,0	1.000.378,0	393.302.968,4	6,72	0,61
2002	29.901.731,2	10.926.170,0	2.747.909,0	440.542,0	84.488,0	2.748.604,0	3.786.932,0	1.117.695,0	427.319.066,3	7,00	0,64
2003	32.489.693,6	16.703.746,0	4.173.312,0	1.875.856,0	79.808,0	4.072.137,0	5.088.367,0	1.375.082,0	477.430.189,8	6,81	0,85
2004	42.078.279,1	21.275.349,0	4.050.525,0	2.288.103,0	113.867,0	5.445.593,0	5.697.726,0	1.949.422,0	628.611.039,7	6,69	0,87
2005	65.270.555,5	37.924.335,0	9.247.427,0	5.239.675,0	159.288,0	4.751.300,0	11.677.377,0	3.379.866,0	935.984.734,5	7,02	0,51
2006	78.137.352,3	49.170.093,0	14.609.294,0	6.789.760,0	176.439,0	6.459.264,0	13.777.543,0	3.228.041,0	1.083.445.000,9	7,21	0,60
2007	86.515.862,7	51.977.833,0	16.373.449,0	7.363.882,0	179.234,0	7.044.548,0	13.685.345,0	3.140.470,0	1.261.399.667,6	6,86	0,56
2008	94.965.869,5	48.186.621,0	15.989.514,0	6.478.760,0	-	7.675.682,0	12.910.620,0	3.350.248,0	1.458.416.518,1	6,51	0,53
2009	105.278.725,3	50.116.996,0	16.551.489,0	6.472.997,0	-	8.616.503,0	13.395.289,0	3.284.173,0	1.661.642.680,5	6,34	0,52
2010	106.546.959,9	50.580.909,0	17.427.846,0	4.870.383,0	-	9.138.576,0	12.107.563,0	5.189.527,0	1.736.041.063,7	6,14	0,53
2011	120.131.605,5	55.252.499,0	17.373.348,0	5.416.931,0	-	7.641.147,0	14.786.211,0	5.511.330,0	1.983.201.682,2	6,06	0,39
2012	124.586.670,7	58.845.824,0	18.891.820,0	6.139.813,0	-	7.774.227,0	15.162.935,0	5.611.392,0	2.210.213.934,5	5,64	0,35
2013	128.870.976,8	63.887.157,0	19.827.597,0	9.421.557,0	-	8.862.841,0	15.260.798,0	6.489.816,0	2.386.016.247,0	5,40	0,37
2014	138.975.270,5	66.919.878,0	21.597.161,0	8.366.177,0	-	9.301.854,0	16.720.655,0	6.601.074,0	2.619.769.696,5	5,30	0,36
2015	151.943.138,3	72.566.215,0	22.375.445,0	8.387.129,0	-	10.340.815,0	18.275.851,0	6.644.876,0	2.925.665.101,9	5,19	0,35
2016	175.820.436,8	78.541.226,0	24.447.491,0	9.055.037,0	-	11.174.328,0	19.856.608,0	6.745.933,0	3.205.655.136,1	5,48	0,35
2017	192.054.726,8	83.354.573,0	25.791.714,0	9.293.988,0	-	12.949.169,0	19.711.428,0	7.218.920,0	3.487.292.512,7	5,51	0,37
2018	203.163.221,5	81.942.667,0	27.258.916,0	9.392.865,0	-	14.231.663,0	20.640.872,0	7.941.316,0	3.802.655.772,4	5,34	0,37

Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRD y Ministerio de Agricultura

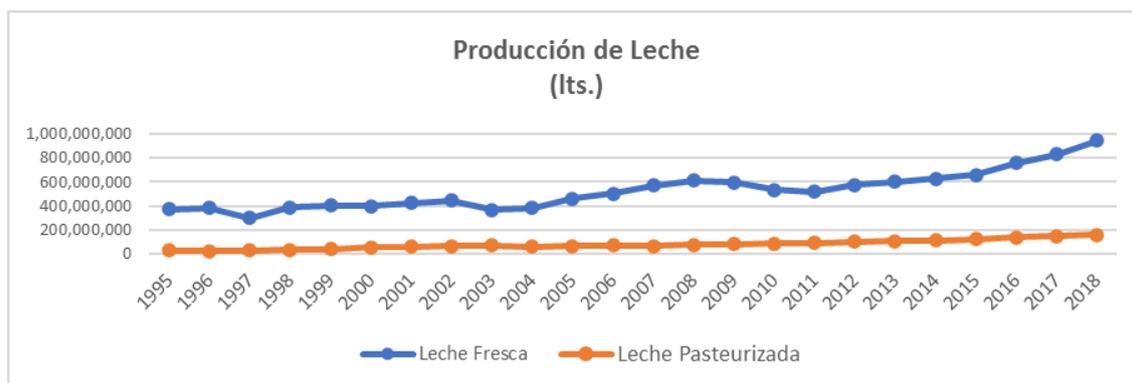
Como se aprecia en el cuadro anterior, la producción de leche representa a finales del 2018, un 17.37% del valor de la producción pecuaria, en términos valor monetario, superada por el valor de la producción vacuna que representa un 33.27%, y el valor de la producción de huevos y pollos que llegan a representar hasta un 34.8%. Y, muy superior al valor de la producción porcina, que es de un 11.6% del total del valor de la producción de subsector pecuario¹.

Es importante destacar el crecimiento de la producción de leche de un 12.0% en el 2018 respecto al 2017. En términos físicos, el Informe a diciembre del 2018 del Banco Central de la RD, atribuye el crecimiento interanual de 14.2% en la producción de leche cruda a la continua asistencia a los ganaderos y criadores pecuarios, mediante programas llevados a cabo por el Ministerio de Agricultura, a través de la Dirección General de Ganadería (DIGEGA) y el Consejo Nacional para la Reglamentación de la Industria Lechera (CONALECHE). De igual forma, se reconoce el incremento en 4.9% en los desembolsos del Banco Agrícola orientados al ganado de leche, para un aumento en términos absolutos de RD\$14.0 millones, respecto al mismo período del año anterior.

En el siguiente gráfico se muestra los niveles de producción de leche fresca y leche procesada en el periodo 1995 al 2018. Es relevante el incremento de un 166% de la producción de leche pasteurizada, al pasar de 57 millones de litros en el 2000 a 160 millones de litros en el 2018, mientras el incremento en la producción de leche fresca (cruda) es de un 107%, al incrementarse en 543.5 millones de litros el mismo periodo analizado.

¹ Boletín trimestral, Enero-Diciembre 2018, BCRD.

Figura 1. Producción de Leche (lts.)



Fuente: Elaboración en base a datos del Depto. Ecn. Agropecuaria, MA, y Depto. Ctas. Nacionales, BCRD.

En el año 2000 por cada litro de leche procesada en las industrias se produjo 14.9 litros en finca, incrementándose dicha relación a 16.9 litros en el 2018. Se destaca que en el año 2003 esta relación se incrementó a 21.42, lo que podría explicarse por la preferencia de los procesadores de leche en comprar leche local, dado que la devaluación de la tasa de cambio en un 50% afectó las importaciones de productos lácteos. Esto así, pues como se explica más adelante si bien cae la producción de leche cruda en el 2003, aumentó el nivel de producción de leche procesada. Claro está, no toda la producción de leche en finca es procesada en las industrias pasteurizadoras, debido a que gran parte se destina a la producción de queso, yogur, venta de leche fresca en bidones, consumo en las fincas y la producción de otros derivados de la leche.

En efecto, resalta en la serie histórica el declive de la producción lechera en las fincas ganaderas en el año 2003, al decaer en un 17.4%, producto de la crisis bancaria que afectó el crecimiento de la economía del país, contrario a la producción de leche procesada que experimentó un crecimiento de 15.53%, revertiéndose ese escenario en el 2004, al crecer la producción de leche cruda y desplomarse la producción de leche procesada en un 20.75%. En el 2009 la producción de leche cruda decrece en un 2.28%, agudizándose el decrecimiento en el 2010, al caer en un 11.12%, para luego decrecer en el 2011 en un 2.38%. A partir del 2012 se mantiene un ritmo de crecimiento sostenido tanto en la producción de leche cruda como pasteurizada en las industrias lácteas locales.

3.1. Importación y Exportación de Leche

A partir de los datos suministrados por la Dirección General de Aduanas, DGN, se muestra el comportamiento de las importaciones y exportaciones de leche en el periodo 2002-2018. En ese orden, los datos muestran que las importaciones de leche al 2018 asciende a 77.7 toneladas métricas, con un valor de 37.4 millones de dólares (valor FOB), superior a los 7.7 toneladas importados en el 2007, fecha de entrada del acuerdo de Libre Comercio entre los Estados Unidos y Centroamérica, DR-CAFTA. Si bien, los volúmenes importación eran significativos previo a la entrada en vigencia del acuerdo, es a partir del 2007 que la tendencia muestra altos niveles de crecimiento y de manera sostenida, esto así aun haberse negociado aranceles contingentes con los Estados Unidos, Costa Rica y Nicaragua para diferentes productos, entre ellos la leche en polvo con el propósito de proteger la industria láctea nacional.

La evolución de la exportación de leche en el periodo analizado se mantiene en niveles similares en términos de volumen y valor exportado en cada año. La tendencia de volumen exportado de leche es incipiente, aunque constante. Así, de apenas 204 toneladas de leche exportada con un valor de 460 mil dólares en el 2002 se incrementó a unas 1,519 toneladas con un valor de 542 mil dólares. Nada comparado a los grandes volúmenes de leche importada en todas sus modalidades.

De modo que, existe una brecha significativa en términos de volumen y valor entre las importaciones y exportaciones de leche. No obstante, la producción nacional de leche cruda producirse en volúmenes suficientes para abastecer el mercado local, es evidente que no satisface los requerimientos y exigencias de las industrias procesadoras de leche.

Figura 2. Importación y Exportación de Leche (tn)



Fuente: Elaborado en base a datos de la Dirección General de Aduanas.

Figura 3. Importación y Exportación de Leche (en valor FOB, US\$)



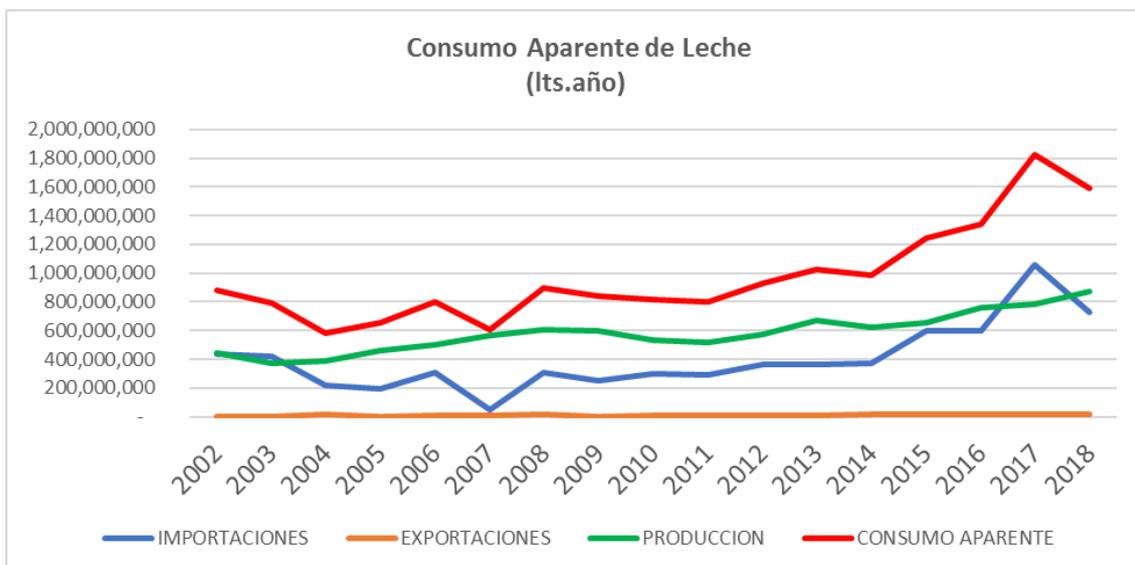
Fuente: Elaborado en base a datos de la Dirección General de Aduanas

3.2. Consumo Aparente y Per cápita de Leche

El consumo aparente de leche se ha calculado con datos suministrado por la Dirección General de Aduanas relativos a las importación y exportación de leche expresado en kilogramos, convertidos a litros de leche (9,375 litros de leche por cada mil kilogramos de leche), conforme a los factores de conversión provistos por MEGALECHE a estudios similares. La producción de litros de leche cruda a nivel nacional se obtuvo de los registros del Departamento de Economía Agropecuaria, del Ministerio de Agricultura, y el Departamento de Cuentas Nacionales del BCRD.

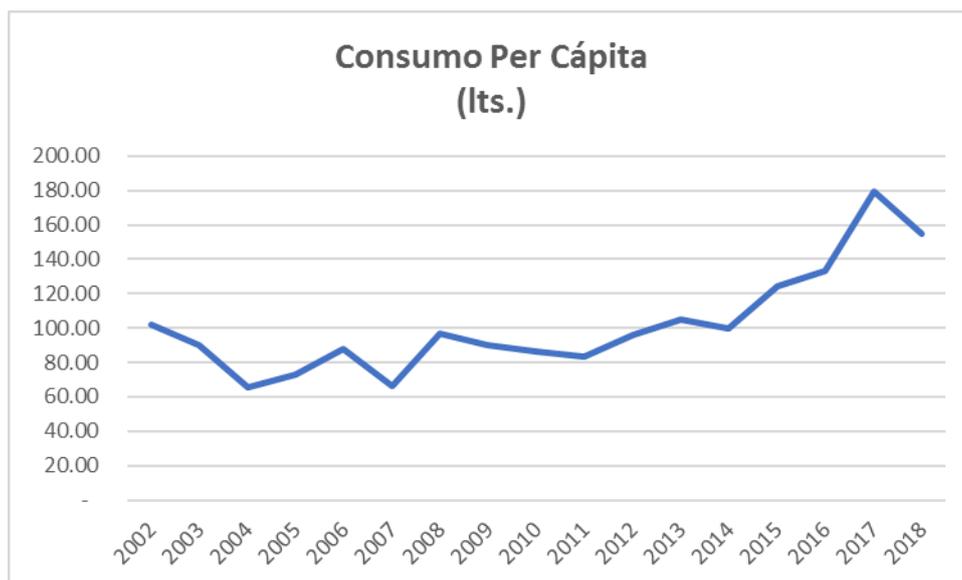
Así, el consumo aparente de leche se incrementó en un 80.43% en el 2018 respecto al 2002, al pasar de 879.56 millones de litros anual a 1,586.96 millones de litros anual. Así mismo, se incrementó el consumo per cápita al pasar de 102.0 litros anual a 155.0 litros. De modo que, el crecimiento de la cantidad de leche importada y producida a nivel nacional ha permitido al país mantener la condición de nivel medio de consumo de leche por ubicarse en el rango de los 31 y 155 litros de leche per cápita anual. Es decir, los dominicanos consumen productos lácteos, en cantidades similares a los países que sobrepasan un consumo de 155 litros per cápita anual. Se registra como un año inusual el 2017 por el elevado nivel de importación y consumo aparente de leche al registrarse más de mil millones de leche consumida por consumidores finales, utilizada por la industrias lácteas y alimentarias y agroalimentarias que requieren leche en la elaboración de sus productos.

Figura 4. Consumo Aparente de Leche (lts./año)



Fuentes: Fuente: Elaborado en base a datos de la DGA y del Depto. Ecn. Agropecuaria, MA y BCRD.

Figura 5. Consumo Per cápita de Leche (Its)

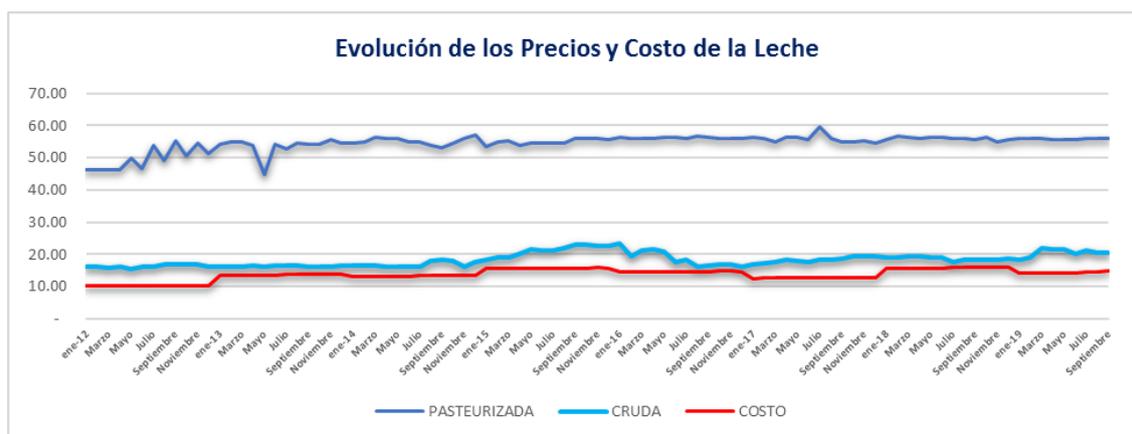


Fuente: Elaborado en base a datos de la Dirección General de Aduanas y del Depto. Economía Agropecuaria, MA, y Depto. Cuentas Nacionales, BCRD.

3.3. Comportamiento de los Precios de la Leche

El precio de la leche cruda se incrementó en un 11.49% en el 2018 respecto a 2011, registrándose los mayores precios en el período de cinco meses, iniciado en septiembre del 2015, al mantenerse cercano a los 23 pesos por litro, hasta incrementarse a 23.53 pesos, en enero del 2016. Luego, en un período de nueve años el precio medio ascendió a 18.18 pesos. Cifra que reviste cierta importancia, dada las múltiples exigencias de los productores lecheros de recibir un precio por un litro de leche superior a los 25 pesos. En el 2019 dicho precio promedió los 20 pesos por litro de leche.

Figura 6. Comportamiento de Precios y Costos de la Leche Líquida, 2012-2019



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Ministerio de Agricultura de la RD, Informes Mensuales de Precios de las Unidades Regionales de Planificación y Economía (URPEs), 2019.

3.4. Márgenes de Ganancias en el Subsector Lácteo

A los fines de calcular el margen al productor se asumió un precio promedio anual de la leche cruda a nivel nacional, de igual modo se utilizó el costo promedio anual de producir un litro de leche, según el sistema de producción. Los márgenes de ganancias a nivel del productor de leche cruda difieren por los costos de producir un litro de leche en los diferentes sistemas de producción prevalecientes en las fincas ganaderas (estabulado, semiestabulado, pastoreo).

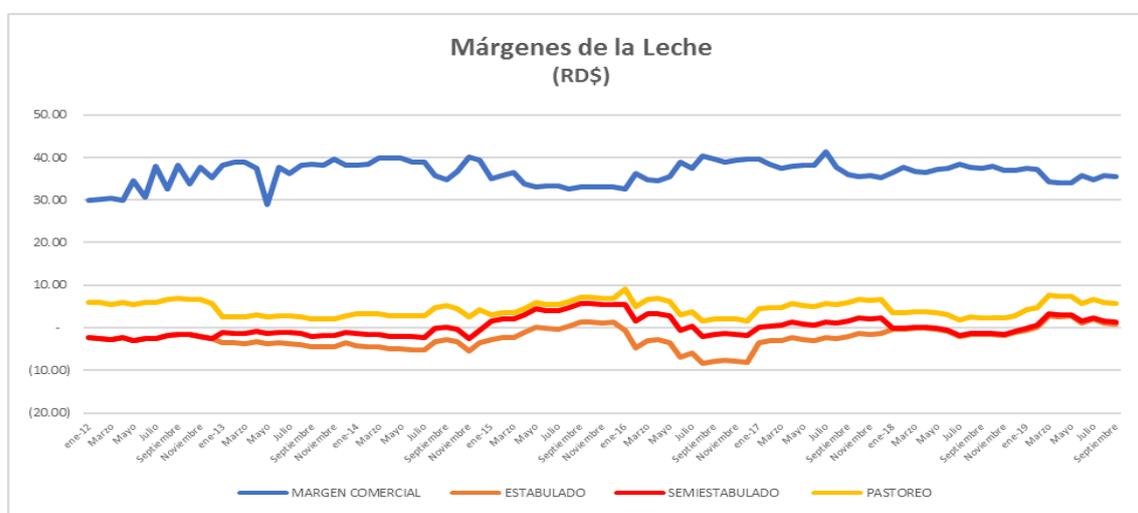
El margen comercial se calculó en base a la diferencia entre el precio promedio anual de la leche pasteurizada y el precio promedio anual de un litro de leche cruda a nivel nacional, arrojando los resultados mostrados en la siguiente tabla. En el gráfico se muestra los márgenes de comercialización y del productor en las diferentes variantes de sistema de producción.

En tanto el margen de comercialización (incluyendo la etapa de procesamiento mediante pasteurización), calculado como la diferencia entre el precio al consumidor de un litro de leche pasteurizada o procesada y el precio de un litro de leche cruda, es 36.35 pesos promedio en el periodo 2011-2019, es decir un 67.0% (RD\$36.35/RD\$54.63) del precio promedio de un litro de leche pasteurizada para el mismo periodo.

El margen de ganancia del productor (con sistema de pastoreo) en términos absolutos se ha mantenido prácticamente invariable en el periodo 2011-2019, sin embargo, en términos relativos ha disminuido de 37.0% en enero del 2012 a un 28.0% a septiembre del 2019, debido en gran medida a un mayor incremento de los costos que los incrementos de precios de la leche cruda. En tanto, el margen de comercialización se ha mantenido relativamente estable en términos relativos pues de un 65.0% de margen de comercialización a enero del 2012 apenas se redujo a un 63.0% a septiembre del 2019.

En todo caso, la rentabilidad del productor se ve seriamente afectada por los costos de producción, en tanto los márgenes de comercialización resultan mayores, por lo que este eslabón en la cadena productiva láctea tiene la condición de ofrecer mucha más rentabilidad respecto al productor de leche cruda, tanto en términos absoluto como relativo.

Figura 7. Comportamiento de los márgenes de Comercialización y al Productor de Leche



Fuente: Elaboración propia en base a datos BCRD.

4. COMPORTAMIENTO DE LA VOLATILIDAD

4.1. Volatilidad de Precios de la Leche

A los fines de medir el comportamiento de la volatilidad histórica se utiliza el indicador calculado a partir de las tasas de variación en los precios, consistente en la desviación estándar de los logaritmos de la razón entre pares de precios sucesivos durante un período de tiempo determinado.

Fórmula:

$$\text{Volatilidad} = \alpha(\sum_{i=1}^N \text{LOG}(\Pi_i/\Pi_0))$$

El cálculo de la medida de la volatilidad para este estudio se realizó en base al precio promedio mensual de la leche cruda y el precio promedio mensual del litro de leche pasteurizada, calculados en períodos trimestrales, correspondientes al período enero 2012 a septiembre del 2019, suministrados por el Departamento de Cuentas Nacionales del BCRD, de la Unidad de Estudios Económicos del Departamento de Extensión Pecuaria de MEGALECHE, y de la base de datos INDEXMUNDI, que utiliza datos del WORKBAN.

En el siguiente cuadro se puede observar en qué medida la volatilidad, calculada para todo el período objeto de análisis, del precio de la leche pasteurizada es de 0.018, inferior a la volatilidad del precio de la leche cruda que registra un 0.021. Mientras la volatilidad del costo muestra una variabilidad en el orden de 0.019, y la de los commodities es de 0.021.

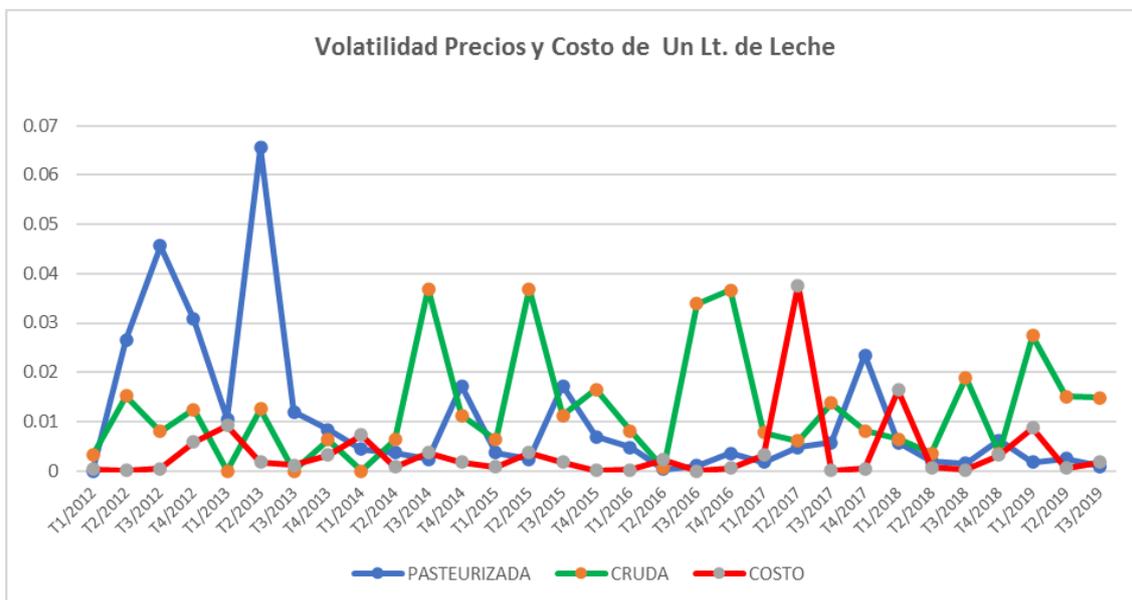
La mayor variabilidad, aunque no significativa, en los precios de la leche cruda se podría explicar, por teoría, por los ajustes de corto plazo en que se ha visto forzado el productor a realizar, debido posiblemente a la alta dependencia respecto al sector procesador de leche, dada su capacidad de fijar precios a nivel de los productores en fincas ganaderas e incurrir en prácticas no competitivas. Por el contrario, los precios al consumidor reflejan una política de largo plazo, lo que corrobora, en correspondencia con los demás análisis cuantitativos, la inelasticidad de los precios finales (precios en el destino) a cambios en los demás precios en la cadena de valor del sector lácteo (precios y costos de la leche cruda y precios de los alimentos).

VOLATILIDADES			
LECHE PASTEURIZADA	LECHE CRUDA	COSTOS	COMODITIES
0.0184	0.0207	0.0190	0.021

Como se observa en el gráfico en el cual se muestra la volatilidad como tendencia, a lo largo de todo el período analizado se verifica cambios significativos en los precios de la leche pasteurizada en los primeros trimestres de los años 2012 y 2013, para luego mostrar periodos más prolongados de estabilidad del precio al consumo (PC) y picos menos pronunciados. En tanto, la serie de precios de leche cruda muestra variaciones recurrentes a lo largo de todo el periodo analizado y a partir del tercer

trimestre del 2014 observa picos más pronunciados y repetitivos. Siendo los trimestres de los años 2014, 2015, 2016, 2018, 2019 los de mayor variabilidad.

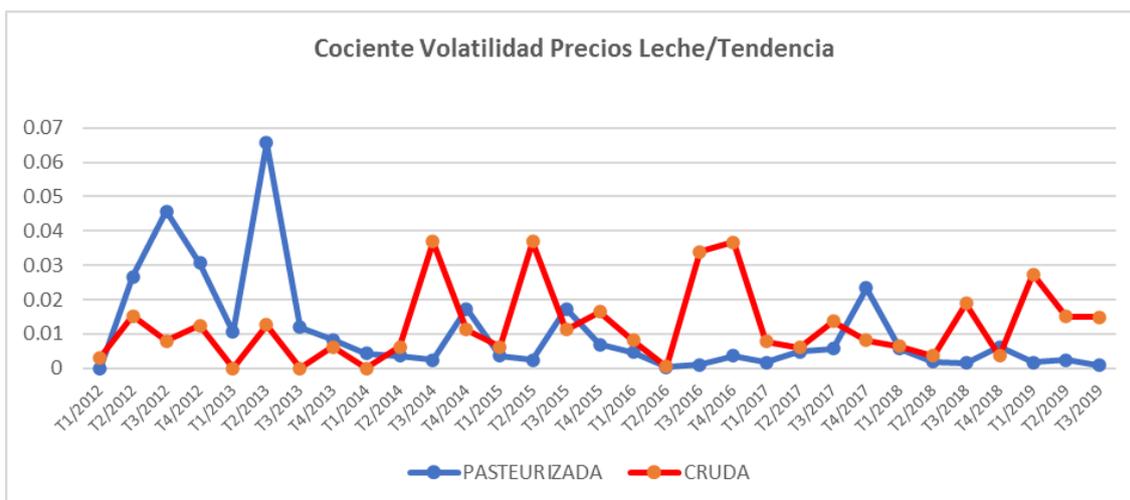
Figura 8. Volatilidades Precios y Costos de un litro de Leche



Fuente: Elaboración Propia en Base de datos del BCRD.

La volatilidad de los precios de la leche pasteurizada en relación a la tendencia, es más estable que la volatilidad de la leche cruda en relación a la tendencia al mostrar más valles y picos, tal y como puede observar en el siguiente gráfico:

Figura 9. Cociente Volatilidad Precios Leche/Tendencia



Fuente: Elaboración Propia en Base de datos del BCRD.

4.2. Variabilidad de los Márgenes

Un aspecto importante en el análisis de márgenes es conocer la variación de los márgenes de ganancia en las diferentes etapas de la cadena de valor, con lo que se podría comparar que actores tienen mayor poder de mercado, y/o mayor capacidad de transmitir costos al siguiente eslabón, y/o mayor eficiencia en la producción y comercialización, y/o mayores beneficios de políticas públicas.

El margen de comercialización promedio del periodo 2012-2019 es de RD\$36.35, siendo la desviación estándar de 2.69, y la varianza de 7.22. El margen de ganancia promedio en el sistema de pastoreo es de RD\$4.50, con desviación estándar de 1.80, y una varianza de 3.25. Los demás sistemas de producción no se analizan en este acápite.

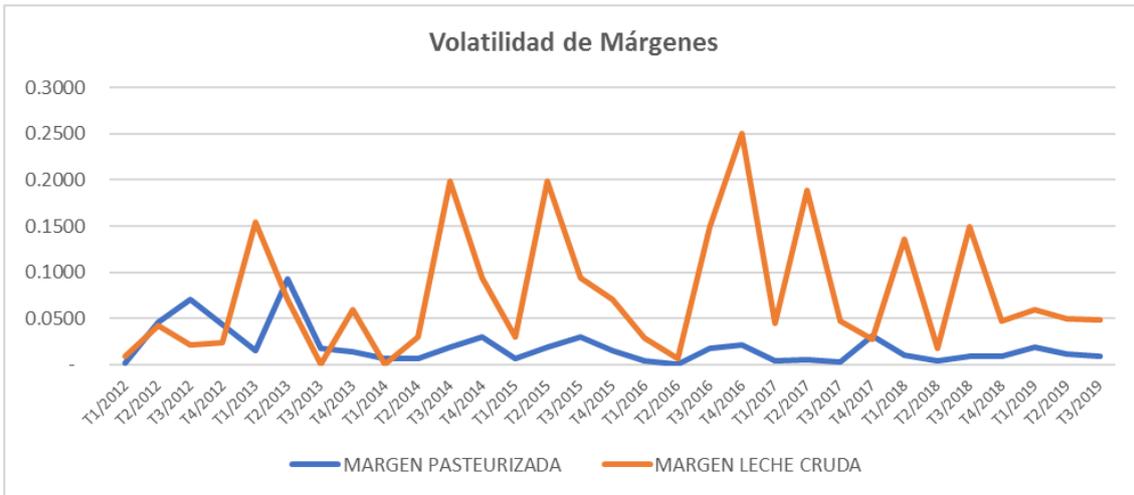
Al considerar el coeficiente de variación, definida como una medida de variación relativa a la magnitud de los datos, resultante de dividir la desviación estándar con relación al margen de comercialización promedio se obtiene un valor de 0.07 (7.0%); siendo el coeficiente de variación del productor de leche cruda respecto al margen promedio de ganancia de 0.4 (40.0%). Es decir, la variación en el margen de la leche cruda es de mayor peso en el productor que en el margen de comercialización.

Se calculó la volatilidad tanto para el margen de comercialización como para el margen de ganancia del productor, del periodo completo 2012-2019, siendo la volatilidad del margen de comercialización de 0.0293, y la volatilidad para el margen del productor de 0.118. De modo que, la variabilidad de los márgenes del productor de leche cruda es mayor que la del margen de comercialización: Debido, posiblemente, a los ajustes que el productor debe realizar a las variaciones de costos y variaciones en la demanda de leche cruda. Lo que se traduce en mayor vulnerabilidad en los márgenes de ganancia del eslabón de producción de leche en el origen en la cadena de valor láctea.

VOLATILIDADES	
Margen Comercialización	Margen Productor
0.0293	0.118

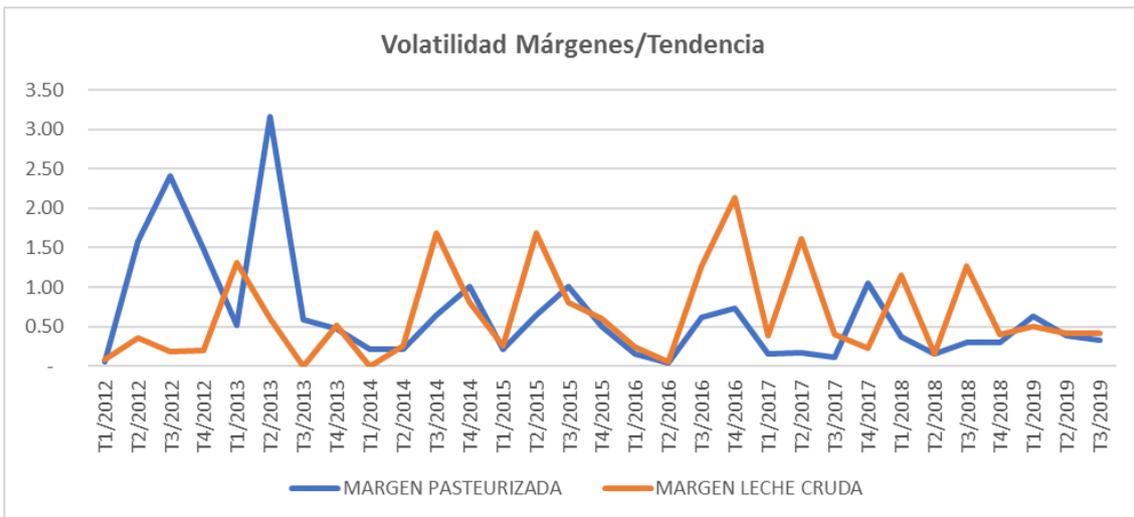
En los siguientes gráficos se puede observar la mayor variabilidad de los márgenes de ganancia a nivel del productor que la variabilidad a nivel de comercialización. Así, los picos y valles en los márgenes de ganancia del productor son notorios, pronunciados, en tanto el margen de comercialización muestra una línea suave y mucho menos pronunciada en sus picos y valles. Sin embargo visto como tendencia, respecto al periodo analizado, el margen de comercialización muestra un comportamiento en las variaciones casi similar al margen de los productores, pero con periodos más prologados sin perturbaciones significativas.

Figura 10. Volatilidad Márgenes de Comercialización y Ganancia



Fuente: Elaboración Propia.

Figura 11. Volatilidad Márgenes/Tendencia de Comercialización y Ganancia



Fuente: Elaboración Propia.

5. ESTUDIO CUANTITATIVO DE LA TRANSMISIÓN DE PRECIOS

5.1. Aplicación del Modelo de Transmisión de Precios en la Cadena de Valor de la Leche

La cointegración se refiere a una combinación lineal de variables no estacionarias. Por defecto, todos los modelos se prueban inicialmente bajo los supuestos de tendencia lineal y estacionariedad, aunque puede presentarse una relación espuria. Dependiendo de los resultados, se realiza una serie de pruebas.

Pasos:

1. Para determinar si las series de precios son estacionarias se utiliza el test estándar aumentado de Dickey-Fuller (1981) en la que se probará la estacionariedad de los precios. Dependiendo de la no estacionariedad de las series de precios se utiliza el contraste de Engle y Granger.

2. Luego se sigue el enfoque general, donde se utiliza mínimos cuadrados ordinarios y se hacen las estimaciones de las relaciones de cointegración entre los pares de precios. Para realizar la prueba de cointegración, se utiliza las series para estimar una regresión lineal como la siguiente:

$$\gamma_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + u_t$$

Donde γ_t representa el precio al procesador de leche nacional; x_t representa el precio del productor (ganadero) o precio FOB de importación, en el caso horizontal; u_t es el término de error. A los fines de poder determinar que las series están cointegradas y alcanzan el equilibrio a largo plazo los residuos (u_t) deben ser estacionarios, para lo cual se aplican las mismas pruebas anteriormente mencionadas para determinar la estacionariedad de las series de tiempo.

Por ser habitual en los estudios de transmisión de precios para la consecución de la estacionariedad en varianza en las series, se toman las variables en logaritmos. Esto así, dado que la transformación logarítmica actúa en la serie amortiguando la amplitud de las oscilaciones y, por tanto, permitiendo alcanzar con mayor facilidad la estacionariedad en varianza tras la primera diferenciación (Hamilton, 1994), y porque la utilización de logaritmos en las variables permite interpretar los coeficientes de la relación entre variables como elasticidades.

Los resultados de la prueba se muestran en el siguiente recuadro. En la ecuación 1, precios en el destino: todos los retardos de precios en el origen confirman la aceptación de la hipótesis nula (H_0) y, por lo tanto: precio en el destino no es causalidad de precios en el origen, de manera significativa. Así mismo, la ecuación 2, precio en el origen: todos los retardos de precios en destino confirman la hipótesis nula (H_0) y por lo tanto precios en el origen no es causalidad de precios en el destino. En la ecuación 1, el F de restricción de todos los retardos del PP es 0.92 (0.404) contra la ecuación 2, el F de restricción de todos los retardos de PC es 1.96 (0.15).

En tanto, son los precios en destino los que parecen ser más independientes respecto a los precios en origen. Estos resultados deben ser corroborados, dado que las variables deben estar no cointegradas.

Sistema VAR, orden del retardo 2					
Estimaciones de MCO, observaciones 2012:03-2018:12 (T = 82)					
Log-verosimilitud = -264.79458					
Determinante de la matriz de covarianzas = 2.1872614					
AIC = 6.6535					
BIC = 6.8883					
HQC = 6.7478					
Contraste Portmanteau: LB (20) = 90.1687, gl = 72 [0.0725]					
Ecuación 1: PC					
	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
PC_1	0.335993	0.0875817	3.836	0.0003	***
PC_2	0.624830	0.0874568	7.144	4.18e-010	***
PP_1	-0.0876700	0.230039	-0.3811	0.7042	
PP_2	0.214840	0.230487	0.9321	0.3542	
Media de la vble. dep. 54.69861 D.T. de la vble. dep. 2.486471					
Suma de cuad. residuos 251.4061 D.T. de la regresión 1.795315					
R-cuadrado 0.998977 R-cuadrado corregido 0.998938					
F (4, 78) 19048.75 Valor p (de F) 9.6e-116					
rho -0.043398 Durbin-Watson 2.085427					
Contrastes F de restricciones cero:					
Todos los retardos de PC F (2, 78) = 358.45 [0.0000]					
Todos los retardos de PP F (2, 78) = 0.91604 [0.4044]					
Todas las variables, retardo 2 F (2, 78) = 26.447 [0.0000]					
Ecuación 2: PP					
	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
PC_1	-0.0126401	0.0422824	-0.2989	0.7658	
PC_2	0.0448270	0.0422221	1.062	0.2916	
PP_1	0.739454	0.111057	6.658	3.49e-09	***
PP_2	0.165428	0.111273	1.487	0.1411	
Media de la vble. dep. 18.08362 D.T. de la vble. dep. 2.045134					
Suma de cuad. residuos 58.59598 D.T. de la regresión 0.866736					
R-cuadrado 0.997842 R-cuadrado corregido 0.997759					
F (4, 78) 9017.078 Valor p (de F) 4.2e-103					
rho 0.005497 Durbin-Watson 1.986732					
Contrastes F de restricciones cero:					
Todos los retardos de PC F (2, 78) = 1.9643 [0.1471]					
Todos los retardos de PP F (2, 78) = 153.85 [0.0000]					
Todas las variables, retardo 2 F (2, 78) = 1.7690 [0.1773]					

Los resultados de la prueba aplicado a los precios al consumidor (PC) y los precios FOB de importación, muestran en la ecuación 1: precios en el destino (PC), todos los retardos de precios en el origen (PI) son cero, cumpliéndose la hipótesis nula (H_0) y, por lo tanto: precio de importación no es causalidad de precios en el destino. Así mismo, la ecuación 2, precio en el destino, todos los retardos de precios en destino no rechazan la hipótesis nula (H_0) y por lo tanto precios en el destino puede ser causalidad de precios de importación.

En la ecuación 1, el F de restricción de todos los retardos de PI es 0.97 (0.38) contra la ecuación 2, el F de restricción de todos los retardos de PC es 3.86 (0.03).

Sistema VAR, orden del retardo 2				
Estimaciones de MCO, observaciones 2012:03-2018:12 (T = 82)				
Log-verosimilitud = -343.11375				
Determinante de la matriz de covarianzas = 14.774073				
AIC = 8.5637				
BIC = 8.7986				
HQC = 8.6580				
Contraste Portmanteau: LB (20) = 86.4112, gl = 72 [0.1183]				
Ecuación 1: PC				
	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
PC_1	0.341899	0.0862658	3.963	0.0002 ***
PC_2	0.643435	0.0858285	7.497	8.82e-011 ***
PI_1	0.0298651	0.0882719	0.3383	0.7360
PI_2	0.0573407	0.0875038	0.6553	0.5142
Media de la vble. dep. 54.69861 D.T. de la vble. dep. 2.486471				
Suma de cuad. residuos 251.0834 D.T. de la regresión 1.794162				
R-cuadrado 0.998979 R-cuadrado corregido 0.998939				
F (4, 78) 19073.26 Valor p (de F) 9.1e-116				
rho -0.045670 Durbin-Watson 2.088827				
Contrastes F de restricciones cero:				
Todos los retardos de PC F (2, 78) = 2801.0 [0.0000]				
Todos los retardos de PI F (2, 78) = 0.96734 [0.3846]				
Todas las variables, retardo 2 F (2, 78) = 28.168 [0.0000]				
Ecuación 2: PI				
	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
PC_1	-0.0186477	0.108538	-0.1718	0.8640
PC_2	0.0640639	0.107988	0.5933	0.5547
PI_1	0.592600	0.111062	5.336	9.05e-07 ***
PI_2	0.172952	0.110095	1.571	0.1202
Media de la vble. dep. 10.89523 D.T. de la vble. dep. 3.125845				
Suma de cuad. residuos 397.4684 D.T. de la regresión 2.257377				
R-cuadrado 0.962237 R-cuadrado corregido 0.960785				
F (4, 78) 496.8783 Valor p (de F) 1.23e-54				
rho -0.028069 Durbin-Watson 2.048346				
Contrastes F de restricciones cero:				
Todos los retardos de PC F (2, 78) = 3.8595 [0.0252]				
Todos los retardos de PI F (2, 78) = 48.077 [0.0000]				
Todas las variables, retardo 2 F (2, 78) = 1.3761 [0.2586]				

Aunque resulta difícil sacar conclusiones a priori de la evolución de precios, tanto en el origen como en destino, y de comprender su dinámica en el mercado, se puede colegir que la diferencia en variabilidad en precio entre mercados permite intuir que la adquisición de leche cruda está relacionada con los precios de la estacionalidad y condicionalidad de los procesadores e intermediarios, obedeciendo a factores diferentes a los de precios en el destino.

5.2. Contraste de Johansen PC-PP (con constante no restringida y dos retardos)

A continuación, se muestra la cointegración entre las series de precios utilizando las pruebas de Johansen-Juselius (Johansen, 1988; Johansen y Juselius, 1980) y la de Engle y Granger.

Se analiza si existe una relación a largo plazo, o relación de cointegración, entre los precios en los niveles de la cadena: Precio al consumidor-Precio al productor; Precio al consumidor-Precio FOB importación.

Se rechaza la hipótesis nula de rango de cointegración 0, tanto con el estadístico de la traza como el del mayor valor propio. No se rechaza que sea 1, por lo que hay evidencia de que las dos series están cointegradas a largo plazo. Por tanto, hay una relación de cointegración y una tendencia estocástica común a largo plazo.

Contraste de Johansen:			
Número de ecuaciones = 2			
Orden del retardo = 2			
Periodo de estimación: 2000:03 - 2006:12 (T = 82)			
Coefficients, VAR in differences (3 x 2)			
0.0037489	0.0023288		
-0.64785	-0.073884		
-0.057345	-0.20951		
Coefficients, eqns in lagged levels (3 x 2)			
3.9976	2.8866		
0.41820	-0.066772		
-0.035488	0.46920		
Matrices de varianzas y covarianzas muestrales de los residuos			
Sistema VAR en primeras diferencias (S00)			
0.0011765	-0.00010271		
-0.00010271	0.0021090		
Sistema con variable dependiente en niveles (S11)			
0.0022742	0.0021235		
0.0021235	0.011323		
Productos cruzados (S01)			
-0.00064418	-0.00017266		
-5.5594e-005	-0.00097451		
Caso 3: Constante no restringida			
Log-verosimilitud = 538.868 (Incluyendo un término constante: 306.162)			
Rango Valor propio Estad. traza valor p Estad. Lmáx valor p			
0	0.17209	19.031 [0.0126]	15.485 [0.0298]
1	0.042313	3.5452 [0.0597]	3.5452 [0.0597]
Corregido por el tamaño muestral (gl = 77)			
Rango Estad. traza valor p			
0	19.031 [0.0141]		
1	3.5452 [0.0640]		
Valor propio	0.17209	0.042313	
Beta (vectores cointegrantes)			
v4	-22.989	2.1335	
v5	3.4431	-9.7577	
Alfa (vectores de ajuste)			
v4	0.014215	0.00031038	
v5	-0.0020773	0.0093903	
beta renormalizado			
v4	1.0000	-0.21865	
v5	-0.14977	1.0000	
Alfa renormalizado			
v4	-0.32679	-0.0030285	
v5	0.047756	-0.091628	
Matriz de largo plazo (alfa * beta')			
	v4	v5	
v4	-0.32613	0.045915	
v5	0.067790	-0.098780	

5.3. Contraste de Johansen PC-PP (sin constante y dos retardos)

Número de ecuaciones = 2					
Orden del retardo = 2					
Periodo de estimación: 2012:03 - 2018:12 (T = 82)					
Coefficients, VAR in differences (2 x 2)					
-0.64391	-0.071437				
-0.054773	-0.20791				
Coefficients, eqns in lagged levels (2 x 2)					
4.6196	2.9670				
2.7072	2.4496				
Matrices de varianzas y covarianzas muestrales de los residuos					
Sistema VAR en primeras diferencias (S00)					
0.0011905	-9.4008e-005				
-9.4008e-005	0.0021145				
Sistema con variable dependiente en niveles (S11)					
15.930	11.503				
11.503	8.3159				
Productos cruzados (S01)					
0.014292	0.010613				
0.0092228	0.0057252				
Caso 1: Sin constante					
Log-verosimilitud = 531.384 (Incluyendo un término constante: 298.678)					
Rango Valor propio Estad. traza valor p Estad. Lmáx valor p					
0	0.049535	5.3044	[0.5240]	4.1660	[0.6057]
1	0.013787	1.1384	[0.3338]	1.1384	[0.3312]
Corregido por el tamaño muestral (g1 = 78)					
Rango Estad. traza valor p					
0	5.3044	[0.5388]			
1	1.1384	[0.3314]			
Valor propio					
0.049535	0.013787				
Beta (vectores cointegrantes)					
v4	7.4307	-0.27244			
v5	-10.266	0.72339			
Alfa (vectores de ajuste)					
v4	-0.0027465	0.0037833			
v5	0.0097574	0.0016289			
beta renormalizado					
v4	1.0000	-0.37661			
v5	-1.3816	1.0000			
Alfa renormalizado					
v4	-0.020408	0.0027368			
v5	0.072504	0.0011784			
Matriz de largo plazo (alfa * beta')					
	v4	v5			
v4	-0.021439	0.030932			
v5	0.072060	-0.098990			

5.4. Contraste de Johansen PC-PI (con constante no restringida y dos retardos)

No se rechaza la hipótesis nula de rango de cointegración 0, por el estadístico de la traza. Se rechaza que sea 1, por lo que hay evidencia de que las dos series no están

cointegradas en el largo plazo. Por tanto, hay una relación de no cointegración y una tendencia estocástica no común en el largo plazo.

```

Contraste de Johansen:
Número de ecuaciones = 2
Orden del retardo = 2
Periodo de estimación: 2000:03 - 2006:12 (T = 82)

Coefficients, VAR in differences (3 x 2)

  0.0036498 -0.0079170
 -0.64927  -0.32136
-0.0027220  -0.31226

Coefficients, eqns in lagged levels (3 x 2)

  3.9976  2.3568
  0.41876 0.21924
  0.0036369 0.48888

Matrices de varianzas y covarianzas muestrales de los residuos

Sistema VAR en primeras diferencias (S00)

  0.0011834 -0.00091470
-0.00091470  0.046801

Sistema con variable dependiente en niveles (S11)

  0.0022763 -0.0051244
-0.0051244  0.071368

Productos cruzados (S01)

-0.00063916 0.00091954
  0.00082452 -0.018692

Caso 3: Constante no restringida

Log-verosimilitud = 414.128 (Incluyendo un término constante: 181.422)

Rango Valor propio Estad. traza valor p Estad. Lmáx valor p
  0  0.15671  23.305 [0.0022]  13.976 [0.0537]
  1  0.10754  9.3292 [0.0023]  9.3292 [0.0023]

Corregido por el tamaño muestral (gl = 77)
Rango Estad. traza valor p
  0  23.305 [0.0025]
  1  9.3292 [0.0027]
Valor propio  0.15671  0.10754
Beta (vectores cointegrantes)
v4  -22.715  2.8396
v6  -1.1666  3.9182

Alfa (vectores de ajuste)
v4  0.013445  0.0017880
v6  0.0030776 -0.070897

beta renormalizado
v4  1.0000  0.72473
v6  0.051360  1.0000

Alfa renormalizado
v4  -0.30541  0.0070057
v6  -0.069907 -0.27779

Matriz de largo plazo (alfa * beta')
      v4      v6
v4  -0.30033 -0.0086800
v6  -0.27123 -0.28138

```

5.5. Contraste de Johansen PC-PI (sin constante y dos retardos)

Contraste de Johansen:			
Número de ecuaciones = 2			
Orden del retardo = 2			
Periodo de estimación: 2012:03 - 2018:12 (T = 82)			
Coefficients, VAR in differences (2 x 2)			
-0.64548	-0.32957		
-0.0030244	-0.31161		
Coefficients, eqns in lagged levels (2 x 2)			
4.5666	2.6646		
-0.32760	0.29360		
Matrices de varianzas y covarianzas muestrales de los residuos			
Sistema VAR en primeras diferencias (S00)			
0.0011966	-0.00094352		
-0.00094352	0.046864		
Sistema con variable dependiente en niveles (S11)			
15.941	9.3913		
9.3913	5.6110		
Productos cruzados (S01)			
0.013912	0.0094984		
-0.030740	-0.037301		
Caso 1: Sin constante			
Log-verosimilitud = 407.214 (Incluyendo un término constante: 174.508)			
Rango Valor propio Estad. traza valor p Estad. Lmáx valor p			
0	0.11369	10.438 [0.1014]	9.8962 [0.0849]
1	0.0065862	0.54185 [0.5286]	0.54185 [0.5217]
Corregido por el tamaño muestral (gl = 78)			
Rango Estad. traza valor p			
0	10.438	[0.1067]	
1	0.54185	[0.5226]	
Valor propio	0.11369	0.0065862	
Beta (vectores cointegrantes)			
v4	-2.0172	0.65747	
v6	3.5070	-0.69904	
Alfa (vectores de ajuste)			
v4	0.0052473	0.0025072	
v6	-0.068806	0.0058639	
beta renormalizado			
v4	1.0000	-0.94053	
v6	-1.7386	1.0000	
Alfa renormalizado			
v4	-0.010585	-0.0017526	
v6	0.13879	-0.0040991	
Matriz de largo plazo (alfa * beta')			
	v4	v6	
v4	-0.0089363	0.016650	
v6	0.14265	-0.24540	

5.6. Cointegración para las variables Precio Leche Pasteurizada (LPRECIOPAST)-Precio Leche Cruda (LPRECIOCRUD)

A las series obtenidas se les realiza un contraste de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) en nivel para comprobar si las series son estacionarias o no.

Después se realiza el mismo análisis, pero añadiendo las primeras diferencias de las variables para eliminar la raíz unitaria de todas las series y así poder utilizar el modelo de regresión cointegrante.

Para el Test Aumentado de Dickey-Fuller se contrasta la siguiente hipótesis:

Ho: La serie es no-estacionaria

H1: La serie es estacionaria

Para la aplicación de este test se especifica el número de variables exógenas que se incluyen en la regresión, el número de retardos de la variable endógena que capturan la estructura de autocorrelación de la serie.

Se sugiere que la elección del número de retardos óptimo dependa de la probabilidad estadística del test. Al respecto, en este estudio se utiliza dos retardos. Uno de los criterios para determinar la cantidad de retardos se utiliza el criterio de Akaike (AIC), el cual considera tanto la medida en que el modelo se ajusta a las series observadas como el número de parámetros utilizados en el ajuste, de modo que el número de retardos que mejor describe la serie es el que hace mínimo el valor de AIC.

Etapa 1: contrastando la existencia de una raíz unitaria en LPRECIOPAST

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para LPRECIOPAST
incluyendo 2 retardos de (1-L)LPRECIOPAST
tamaño muestral 81
la hipótesis nula de raíz unitaria es: [a = 1]

contraste sin constante
modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de (a - 1): 0.000949381
estadístico de contraste: $\tau_{nc}(1) = 0.963233$
valor p asintótico 0.9116
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.011
diferencias retardadas: $F(2, 78) = 28.576 [0.0000]$

Etapa 2: contrastando la existencia de una raíz unitaria en LPRECIOCRUD

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para LPRECIOCRUD
incluyendo 2 retardos de (1-L)LPRECIOCRUD
tamaño muestral 81
la hipótesis nula de raíz unitaria es: [a = 1]

contraste sin constante
modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de (a - 1): 0.000710287
estadístico de contraste: $\tau_{nc}(1) = 0.391001$
valor p asintótico 0.7967
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.004
diferencias retardadas: $F(2, 78) = 1.824 [0.1682]$

Etapa 3: regresión cointegrante

Regresión cointegrante -
MCO, usando las observaciones 2012:01-2018:12 (T = 84)
Variable dependiente: LPRECIOPAST

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
LPRECIOCRUD	1.38303	0.00526358	262.8	5.48e-123 ***
Media de la vble. dep.	3.996696	D.T. de la vble. dep.	0.054222	
Suma de cuad. residuos	1.611442	D.T. de la regresión	0.139338	
R-cuadrado no centrado	0.998799	R-cuadrado centrado	-5.603694	
Log-verosimilitud	46.86402	Criterio de Akaike	-91.72804	
Criterio de Schwarz	-89.29722	Crit. de Hannan-Quinn	-90.75087	
rho	0.841946	Durbin-Watson	0.316364	

Etapa 4: contrastando la existencia de una raíz unitaria en uhat

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para uhat
incluyendo 2 retardos de (1-L)uhat
tamaño muestral 81
la hipótesis nula de raíz unitaria es: [a = 1]

contraste sin constante
modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
valor estimado de (a - 1): -0.132589
estadístico de contraste: $\tau_{nc}(2) = -2.09719$
valor p asintótico 0.2011
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.016
diferencias retardadas: $F(2, 78) = 2.510 [0.0878]$

Hay evidencia de una relación cointegrante si:
(a) La hipótesis de existencia de raíz unitaria no se rechaza para las variables individuales y
(b) La hipótesis de existencia de raíz unitaria se rechaza para los residuos (uhat) de la regresión cointegrante.

5.7. Cointegración para las variables Precio Leche Pasteurizada (LPRECIOPAST)-Precio FOB Leche Importada (LPRECIOIMP)

Etapa 1: contrastando la existencia de una raíz unitaria en LPRECIOAST

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para LPRECIOAST
incluyendo 2 retardos de (1-L)LPRECIOAST
tamaño muestral 81
la hipótesis nula de raíz unitaria es: [a = 1]

contraste sin constante
modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
valor estimado de (a - 1): 0.000949381
estadístico de contraste: $\tau_{nc}(1) = 0.963233$
valor p asintótico 0.9116
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.011
diferencias retardadas: $F(2, 78) = 28.576 [0.0000]$

Etapa 2: contrastando la existencia de una raíz unitaria en LPRECIOIMP

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para LPRECIOIMP
incluyendo 2 retardos de (1-L)LPRECIOIMP
tamaño muestral 81
la hipótesis nula de raíz unitaria es: [a = 1]

contraste sin constante
modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
valor estimado de (a - 1): -0.00649499
estadístico de contraste: $\tau_{nc}(1) = -0.635474$
valor p asintótico 0.4423
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.006
diferencias retardadas: $F(2, 78) = 5.623 [0.0052]$

Etapa 3: regresión cointegrante

Regresión cointegrante -
MCO, usando las observaciones 2012:01-2018:12 (T = 84)
Variable dependiente: LPRECIOAST

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
LPRECIOIMP	1.66986	0.0235049	71.04	4.13e-076 ***

Media de la vble. dep.	3.996696	D.T. de la vble. dep.	0.054222
Suma de cuad. residuos	21.71252	D.T. de la regresión	0.511465
R-cuadrado no centrado	0.983821	R-cuadrado centrado	-87.977933
Log-verosimilitud	-62.36786	Criterio de Akaike	126.7357
Criterio de Schwarz	129.1665	Crit. de Hannan-Quinn	127.7129
rho	0.709886	Durbin-Watson	0.562625

Etapa 4: contrastando la existencia de una raíz unitaria en uhat

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para uhat
 incluyendo 2 retardos de (1-L)uhat
 tamaño muestral 81
 la hipótesis nula de raíz unitaria es: [a = 1]

contraste sin constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de (a - 1): -0.221555
 estadístico de contraste: tau_nc(2) = -2.52426
 valor p asintótico 0.08703
 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.002
 diferencias retardadas: F(2, 78) = 2.012 [0.1407]

Hay evidencia de una relación cointegrante si:
 (a) La hipótesis de existencia de raíz unitaria no se rechaza para las variables individuales y
 (b) La hipótesis de existencia de raíz unitaria se rechaza para los residuos (uhat) de la regresión cointegrante.

Análisis

Los análisis realizados para determinar la cointegración entre los precios de la leche pasteurizada y leche cruda y precio FOB de la leche importada, muestran el siguiente resultado:

HIPOTESIS	CADENA LECHE PASTEURIZADA, -LECHE CRUDA	CADENA LECHE PASTEURIZADA, -IMPORT.
H1. Las variaciones de precios en origen no se transmiten con la misma intensidad y cambio en los precios de destino en el largo plazo.	Se acepta	Se acepta
H2. Las variaciones de precios en origen no se transmiten con la misma intensidad y cambio en los precios de destino en el corto plazo.	Se acepta	Se acepta
H3. Las variaciones de precios en destino no se transmiten con la misma intensidad y cambio en los precios en origen en el largo plazo.	No se acepta	Se acepta
H4. Las variaciones de precios en destino no se transmiten con la misma intensidad y cambio en los precios en origen en el corto plazo.	Se acepta	Se acepta

En el corto plazo los resultados del test de causalidad de Engle-Granger, no muestran una relación de causalidad bidireccional entre ambos mercados, de modo que el precio en destino es exógeno, no viéndose influenciado significativamente por el

precio en origen. Así, se infiere que los procesadores en la formación del precio final no están muy influenciados por los productores.

De forma tal que la no influencia significativa de los precios en origen, impide una transmisión completa de los cambios entre ambos mercados. Los valores de los coeficientes que acompañan a los precios en origen en la relación de cointegración en la cadena indican que la variación en precio no se transmite de forma completa al precio en destino.

Dada la no existencia de cointegración significativa entre los precios al consumidor (leche pasteurizada) y los precios de la leche cruda, se puede concluir que existe una transmisión de precios no perfecta, pudiendo existir la posibilidad de que los cambios de precios en el eslabón de producción de leche cruda no se relacionen de forma inmediata y completa al eslabón de leche pasteurizada. Y, por lo tanto, los ganaderos no se beneficien de los cambios en los precios en el destino, ni de las condiciones del mercado de leche al detalle, incidiendo así en la rentabilidad de los productores de leche cruda.

De igual modo, se observa que los precios de la leche pasteurizada muestran una ausencia de cointegración con los precios FOB de la leche importada de manera significativa ni en el corto plazo y largo plazo. Es importante aclarar que los precios FOB de la leche importada no compite en precios con los de leche pasteurizada a nivel de las industrias locales, en parte porque se comporta como precio en el origen. En tanto los importadores de leche procesada, más bien, actúan en colusión con las grandes industrias procesadoras nacionales, no transfiriéndoles los precios competitivos del mercado internacional a los consumidores nacionales.

6. CONCLUSIONES

La investigación nos ha permitido extraer un conjunto de resultados para el caso de la cadena de valor de la leche.

Las prácticas detectadas en los distintos eslabones de la cadena muestran la tendencia a mantener unos precios relativamente altos en los mercados de leche en destino, contra unos precios relativamente bajos de la leche en origen, lo que significa que existe cierta independencia de los precios en destino respecto a los precios en origen. Así, la cadena de la leche se articula en dos mercados claramente diferenciados e independientes: origen y destino, donde los movimientos de precio en origen apenas tienen efecto sobre el precio en destino de manera inelástica y, por el contrario, el precio en destino tiene un efecto no significativo de manera elástica sobre los precios en origen.

Se emplearon para la estimación del modelo técnicas estadísticas que han permitido examinar la relación de equilibrio en el largo y en el corto plazo entre los precios al consumidor y precios al productor, considerando las propiedades estadísticas de las series de precios. los modelos TAR y M-TAR han provisto evidencia consistente de que los precios se transmiten de manera asimétrica entre el sector productivo y el minorista (al detalle). Aumentos de precios a nivel de los productores ganaderos son pasados hacia el precio al consumidor de manera más rápida y completa que las reducciones de precios. de esta manera, los márgenes de comercialización son corregidos de manera más rápida cuando estos decrecen relativos a su nivel de equilibrio en el largo plazo que cuando se incrementan

Los precios al productor están condicionados por el modelo realizado. Se obtiene un vector no cointegrante, lo cual indica cierto grado de transmisión de los precios a un nivel no significativo. De modo que, se puede observar que el sector productor no tiene capacidad de transmitir las variaciones en los costos de producción que experimenta, hacia delante de la cadena de valor vía precios, pero si se ve afectado en el sentido contrario, es decir, si se ve afectado por la evolución de precios en etapas posteriores de la cadena de valor.

El mercado de leche procesada (en el destino) parece fijar sus precios teniendo en cuenta sus propias características, y no la de los mercados presentes en otros eslabones de la cadena. De forma que, las fluctuaciones de precios en origen quedan amortiguadas entre los diversos agentes de la cadena hasta llegar al mercado final, probablemente por las estrategias de precios seguida por las grandes industrias y cadena de distribución de la leche procesada, que limitan la variabilidad del precio de venta al público.

Según los resultados obtenidos de los diferentes análisis se puede concluir que no se produce una transmisión completa, no obstante mantener una relación a largo plazo entre los mercados en origen y destino, moviéndose de forma conjunta alrededor de un equilibrio, en tanto en el corto plazo los precios en destino son más rígidos ante los cambios de precios en origen, produciéndose una asimetría en los precios de la cadena.

7. BIBLIOGRAFÍA

- Akaike, H. (1974): "A new look at the statistical model identification", *Journal Information for Institute of Electrical and Engineers. Transactions on Automatic Control*, vol.19, no.6, pp. 716-723.
- Arias, J. y Vargas, C. (2010). *La variación de precios y su impacto sobre los ingresos y el acceso a los Alimentos de pequeños productores agrarios en Perú*. Lima, Perú, IICA.
- Asche, F.; Salvanes, K.G. y Steen, F. (1997): "Market delineation and demand structure", *American Journal of Agricultural Economics*, vol.79, no.1, pp 139'150.
- Bernard, J.C. y Willet, L.S. (1966): "Asymmetric price relationships in the U.S. broiler industry", *Journal of Agricultural and Applied Economics*, vol.28, no2, pp. 279-289.
- Carton, D.W. (1986): "The rigidity of prices", *The American Economic Review*, vol.76, n.4, pp.637-658. Tomado de Meyer y von Cramon-Taubadel (2004).
- CEPAL (2008). *La volatilidad de los precios internacionales y los retos de política económica en América Latina y el Caribe*. Santiago de Chile, CEPAL.
- CEPAL-FAO-IICA (2009). *Perspectivas de la Agricultura y del Desarrollo Rural en las Américas: una Mirada hacia América Latina y el Caribe*. <http://www.agriruralc.org>.
- Dickey, D. y Fuller, W. (1979): "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, vol.74, n.366, pp.427-431.

- Dutoit, Laure; Hernández, Karla y Urrutia, Cristóbal (2010). *Transmisión de precios en los mercados del maíz y arroz en América Latina*. Serie Desarrollo Productivo, No. 190. Santiago, Chile, CEPAL.
- Enders, W. y Granger, C.W.J. (1998): “Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates”. *Journal of Business and Economic Statistics*. vol.16, n.3, pp.304-311.
- Enders, W. y Siklos, L. (2001): “Cointegration and threshold adjustment”, *Journal of Business and Economic Statistics*. vol.19, n.2, pp.166-176.
- Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987): “Co-integration and error correction: representation, estimation and testing”, *Econometrica*, vol.55, no.2, pp.251-276.
- Frey, G. y Manera, M. (2007): “Econometric models of asymmetric price transmission”, *Journal of Economic Surveys*, vol.21, no.2, pp.349-415.
- Gilbert, C. y Morgan, C. (2010). *Food price volatility*. Phil. Trans. R. Soc. B 2010 365, 3023-3034. (doi: 10.1098/rstb.2010.0139)
- Goodwin, B.K. y Holt, M.T. (1999): “Asymmetric adjustment and price transmission in the US beef sector” *American Journal of Agricultural Economics*, vol.81, no3, pp. 630-637.
- Gutiérrez, S. M. Tesis (2012): *La Transmisión De Precios En La Cadena Agroalimentaria: El Mercado Español De Los Aceites De Oliva*. Universidad de Jaén. Facultad de Ciencias Jurídicas y Políticas. Depto. De Organización de Empresas Marketing y Sociología.
- Hoover, Kevin D., Soren Johansen y Katarina Juselius. 2008. "Permitir que los datos hablen libremente: la macroeconomía de la autorregresión de vectores cointegrados". *American Economic Review*, 98 (2): 251-55.
- Johansen, S. (1998): “Statistical analysis of cointegration vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol.12, no.2-3, pp.231-254.
- Meyer, J. (2004): “Measuring market integration in the presence of transaction cost -a threshold vector error correction approach”. En *25th International Conference of Agricultural Economists*, Durban, Agosto.
- Meyer, J. y von Cramon-Taubadel, S. (2002): “Asymmetric price transmission: a survey”. En *X Congreso de la Asociación Europea de Economistas Agrarios, Exploring diversity in the european agri-food system*, Zaragoza, Agosto.
- Perloff, J y van ‘t Veld, K. (1994). *Moder Industrial Organization*. University of California at Berkeley, HarperCollinsCollege Publishers, USA.
- Peltzman, S. (2000): “Prices rise faster than they fall”, *The Journal of Political Economy*, vo. 108, no.3, pp.466-502.
- Rossini, G. y Depretis, E. (2008): “Transmisión Vertical de precios en el sector de la carne vacuna en Argentina”, *Revista de Análisis Económico*, vol.23, no.2, pp.3’19.
- Tarziján, J y Paredes, R. (2006). *Organización Industrial*. Pearson, México.
- Torero, M. (2010). *Agricultural price volatility: prospects, challenges and possible solutions*. mayo, 2010, Barcelona, España.
- http://www.agritrade.org/events/2010Spring_Seminar_Ag PriceVolatility.html.