UNA APLICACIÓN DE TEST DE PRECIOS AL MERCADO DE LA CERVEZA EN URUGUAY

LEANDRO ZIPITRÍA*

RESUMEN

La correcta definición del mercado relevante es esencial en los casos de defensa de la competencia. Pero su definición, y aplicación, es difícil en los casos de abuso de posición dominante, principalmente por la *falacia del celofán*. En el trabajo, se presentan nuevas interpretaciones para el test de cointegración y su representación como mecanismo de corrección de error, en la definición de mercados relevantes en defensa de la competencia. Estas interpretaciones se ejemplifican aplicándolas al mercado uruguayo de la cerveza.

Jel: C22, C32, L40, L66

Palabras clave: Modelos de series de tiempo, política antimonopolio, industria de la bebida.

ABSTRACT

The appropriate definition of the relevant market is the main task in competition cases. But this definition, and its application, has proved difficult in abuse of dominance cases, mainly because of the *cellophane fallacy*. I

* Universidad de Montevideo y Dirección General de Comercio del Ministerio de Economía y Finanzas. Email: lzipitria@um.edu.uy. Las opiniones del autor no comprometen a las instituciones donde trabaja. Agradezco a Mario Bergara, Fernando Borraz, Walter Cont, Helena Croce, Serafín Frache, Fernando Lorenzo y Jorge Ponce por los comentarios a versiones anteriores del trabajo. Los errores u omisiones son responsabilidad del autor. Aclaración: parte de este trabajo se realizó mientras el autor trabajaba en una investigación en un caso de defensa de la competencia en el mercado de la cerveza.

offer new interpretations for the cointegration test and its vector error correction representation, in antitrust market definition. Then, I apply them to define the beer market in Uruguay as an example.

JEL: C22, C32, L40, L66.

Key words: Time series models, antitrust policy, beverages industry.

1. INTRODUCCIÓN

Las políticas de defensa de la competencia establecen un marco para evitar las acciones de empresas que, ejerciendo su poder de mercado, puedan reducir el bienestar social. Como el poder de mercado es difícil de medir directamente, las agencias de competencia se basan en evidencia indirecta para evaluar el efecto anticompetitivo de las fusiones u otras prácticas empresariales, Motta (2004). En pocas palabras, este procedimiento comienza definiendo el mercado relevante en el cual las empresas compiten, tomando en cuenta las barreras a la entrada, y finalmente se determinan las participaciones de mercado de las mismas. El resultado de estos indicadores (mercados estrechos, altas barreras a la entrada, altas participaciones de mercado de las empresas involucradas, altos costos de cambio para los consumidores, competidores atomizados, etc.) debería presumir o descartar la existencia de poder de mercado.

Las "*Horizontal Merger Guidelines*" (*Guidelines*, en adelante) emitidas por el *U.S. Department of Justice* y la *Federal Trade Commission* en el año 1982, y sus revisiones en los años 1984, 1992 y 1997, se han convertido en el estándar para evaluar los mercados relevantes en los casos de fusiones de empresas. Aunque este marco es muy abstracto para ser aplicado literalmente, en las *Guidelines* se establece un procedimiento detallado para delimitar los mercados en los casos de defensa de la competencia.

Sin embargo, en los casos de abuso de posición dominante o monopolización no hay una regla general para delinear mercados relevantes. La naturaleza de estos casos es distinta a los de fusiones y adquisiciones. En estos últimos el énfasis está en determinar si las mismas permiten que las empresas obtengan o aumenten su poder de mercado, mientras que en los casos de abuso de posición dominante el foco está en determinar si las empresas realizan acciones con el objetivo de mantener o aumentar el poder de mercado que posean. En este marco, aplicar las *Guidelines* es difícil debido a la "falacia del celofán".

Por ello algunos autores han propuesto a los test de precios para definir los mercados en casos de defensa de la competencia. Estos test están asociados a la ley de un solo precio -LOP, por sus siglas en inglés- que implica determinar el comportamiento de los precios de los productos de forma de establecer si existe algún tipo de integración entre los

mercados. Salvo algunas excepciones, este tipo de análisis no ha sido utilizado en casos de defensa de la competencia tanto para la definición del mercado relevante de producto como geográfico, aún cuando la información necesaria para este análisis es menor a la requerida para un análisis estructural.

Este trabajo propone nuevas interpretaciones para el test de cointegración en la definición del mercado relevante. Se sostiene que la relación de largo plazo, si existe, puede interpretarse como una función de reacción en un juego dinámico en precios. Además, la exogeneidad débil de un producto puede indicar la existencia de un líder de precios en el mercado. Como ejemplo, se aplica estas interpretaciones al mercado de la cerveza en Uruguay. Este sector es adecuado en la medida en que una de las empresas posee el 96% del mercado. Como resultado de ello existe una controversia en torno a dónde fijar las fronteras del mercado y si es necesario expandirla a mercados vecinos. La conclusión del trabajo es que la cerveza es un mercado en sí mismo. Pero si se acepta que el mercado es más amplio en éste el productor de cerveza es líder de precios.

La próxima sección presenta una breve revisión de las definiciones tradicionales de mercado relevante. A continuación, se describen los test de precios y se ofrecen nuevas interpretaciones para la relación de cointegración en la definición del mercado relevante. En la sección 4 se aplica estos test al mercado de la cerveza en Uruguay. La sección 5 presenta las principales conclusiones.

2. LAS DEFINICIONES TRADICIONALES DE MERCADO RELEVANTE

La metodología establecida en las *Guidelines* es hoy en día el estándar para la definición del mercado relevante en casos de defensa de la competencia, entre otros véase el capítulo 19 de Church y Ware (2000) y el capítulo 3 de Motta (2004). Éstas definen un mercado como el conjunto de productos a través de los cuales un hipotético monopolista se beneficiaría imponiendo un aumento no transitorio en el precio. A este test se lo conoce como el test SSNIP, por sus siglas en inglés de *small but significant non-transitory increase in price.* Esta idea y las elaboraciones contenidas en las *Guidelines* son la principal referencia para la determi-

nación del mercado relevante de varias agencias de competencia, entre las que destacan las de la Unión Europea y el Reino Unido.[1]

Sin embargo, este análisis puede conllevar a errores si se utiliza en casos de abuso de posición dominante, como quedó demostrado en el caso *Du Pont* y que dio origen a la expresión "falacia del celofán".[2] Este caso fue archivado por la Suprema Corte de los EE.UU. cuando la misma coincidió con la empresa en que el mercado relevante era el de los materiales de embalar flexibles, en vez del celofán. La empresa argumentó que existía una alta sustitución entre el celofán y otros materiales flexibles de embalar. Pero esta alta elasticidad de sustitución podía ser resultado de que la empresa ya contaba con un poder de mercado importante: a medida que el precio se aproxima al de monopolio, la sustitución tiende a aumentar y aparecen nuevos bienes sustitutos.

La "falacia del celofán"implica que el test SSNIP debe utilizarse con cautela en los casos de abuso de posición dominante, en la medida en que no debe aplicarse sobre los precios de mercado, como en los casos de fusiones, sino sobre precios competitivos. Esta solución introduce, a su vez, nuevos problemas como ser la determinación de qué precios deben considerarse "competitivos", en la medida en que éstos no son observables en el mercado, véase Motta (2004) página 105. Como resultado, el test SSNIP no es adecuado para los casos de abuso de posición dominante. Ello fue señalado tanto por defensores como detractores de las *Guidelines*, véase entre otros a Forni (2004), Geroski y Griffith (2003), Werden (2000) y White (2005).

Tomando en cuenta estas limitaciones, algunos autores utilizan test de precios para determinar si los productos o áreas geográficas pertenecen al mismo mercado relevante. Stigler y Sherwin (1985) definen un mercado como el área en el cual se determina el precio, y dos productos pertenecerán al mismo mercado si sus precios se mueven conjuntamente. Esta metodología tiene como origen la LOP que establece que dos bienes

1 Para la Unión Europea véase "Commission Notice on the definition of the relevant market for the purposes of the Community competition law" disponible en http://ec.europa.eu/comm/competition/antitrust/relevma_en.html (accedido el 6 de setiembre de 2008) y para el Reino Unido Office of Fair Trading MARKET DEFINITION, disponible en http://www.oft.gov.uk/shared_oft/business_leaflets/ca98_guidelines/oft403.pdf (accedido el 22 de junio de 2008).

2 *U.S. v. E.I. du Pont de Nemours & Co.*, 351 U.S. 377 (1956). Véase las páginas 599 y 600 de Church y Ware (2000) para una breve descripción del caso.

pertenecen al mismo mercado si el arbitraje entre ellos iguala sus precios en el largo plazo. Sin embargo, Geroski y Griffith (2003) advierten que no existe una relación obvia entre los límites del mercado que se obtienen utilizando esta definición y la que establece las *Guidelines*.[3]

3. TEST DE PRECIOS

La literatura señala cuatro test de precios, que pueden dividirse en test descriptivos y test analíticos. Los test descriptivos incluyen el análisis de correlación y los test de raíces unitarias. Los test analíticos están asociados a los modelos de mecanismos de corrección de error (MCE), que incluyen la cointegración, la exogeneidad débil y la causalidad en el sentido de Granger. En Haldrup (2003) se puede encontrar una exposición detallada de cada uno de los tests.

3.1 Test descriptivos

El primer test fue propuesto por Stigler y Sherwin (1985) que estudiaron la correlación entre el logaritmo del precio de los bienes candidatos a pertenecer al mismo mercado geográfico, y sus primeras diferencias. Si la correlación no es lo suficientemente alta se puede presumir que los bienes no pertenecen al mismo mercado relevante.

Un segundo test fue propuesto por Forni (2004) y analiza la estacionariedad del logaritmo del cociente de precios de los productos candidatos a pertenecer al mismo mercado relevante. Si dos productos pertenecen al mismo mercado, debería esperarse que el cociente de precios sea estacionario. Si ello no se cumple, los precios se alejan entre sí y no existe mecanismo de arbitraje que los vincule. El autor utiliza los test de raíces unitarias para delinear el mercado geográfico para la leche en Italia a nivel de productor, mientras que Boshoff (2007) hace lo propio para el mercado para Sudáfrica.

Con referencia a este test, Hosken y Taylor (2004) advierten que la falta de información institucional relevante puede llevar a resultados equivocados. Los autores son partidarios de recoger información institu-

3 Debe señalarse que las *Guidelines* fueron elaboradas para casos de fusiones, no de abuso de posición dominante. Véase también Froeb y Werden (1993) y la respuesta de Sherwin (1993) y la discusión de Haldrup (2003).

cional adecuada y utilizar estos test como complemento de la información cualitativa. Ello siempre debería ser así cuando se trabaja con información cuantitativa.

3.2 Test analíticos

El principal test analítico es el de cointegración entre los precios de los productos. Los precios de dos o más productos están cointegrados si existe una relación de largo plazo entre las series que establece, al menos, un sendero común entre las series. Este análisis ha sido utilizado ampliamente para estudiar la integración financiera entre mercados, para delimitar el mercado geográfico de los frigoríficos (Shroeder, 1997), y en la delimitación simultánea de los mercados de producto y geográfico en el caso de una fusión en el mercado del salmón (UK Competition Commission, *Nutreco Holding NV and Hydro Seafood GSP Ltd*: A report on the proposed merger, 2000, y Haldrup, Møllgaard y Nielsen, 2008).

El elemento clave pasa por determinar el número de relaciones de cointegración -si hay alguna- que existe en el sistema, de forma de establecer si hay una o más tendencias estocásticas comunes en las series. Si hay q series y r relaciones de cointegración, entonces existen q-r tendencias estocásticas comunes que mueven el sistema de precios. Haldrup (2003) sostiene que para establecer un único mercado relevante es determinante que exista una única tendencia estocástica; q-r=1. Pero esta no es la única interpretación: Alexander y Wyeth (1994) señalan que basta encontrar al menos una relación de cointegración para establecer un mercado único. En la próxima sección se ofrecen interpretaciones adicionales para este test.

Un test relacionado es el de causalidad en el sentido de Granger, que explica los canales a través de los cuales las series de precios interactúan dinámicamente. Si los valores rezagados de una de las series de precios no agrega información a la segunda serie de precios, más allá de la que incorporan los valores rezagados de ésta, entonces los bienes no deben ser sustitutos. Es esperable que dos bienes pertenezcan al mismo mercado relevante si existe causalidad bi direccional en el sentido de Granger entre ellos, véase Cartwright, Kamerschen y Huang (1989).

Slade (1986) estudia un requerimiento más estricto que es la exogeneidad de las series de precios, y lo aplica para definir el mercado relevante

del petroleo en EE.UU. La autora propone que dos bienes pertenecen al mismo mercado relevante si la exogeneidad se rechaza para ambos bienes.

Corresponde mencionar que el uso de los test de precios en el análisis de defensa de la competencia ha sido atacado duramente por Coe y Krause (2008). Los autores diseñan un experimento de forma de estudiar el desempeño empírico de todos los test anteriores. Sus resultados muestran que los test de precios fallan en discernir correctamente los mercados, con excepción del test de correlación. Su experimento está construido con pequeñas muestras -hasta 260 observaciones- y esta crítica apunta a los conocidos problemas de poder de los test de cointegración y raíz unitaria en pequeñas muestras, véase Lütkepohl (2005).

Los test de precios han sido raramente utilizados en el análisis de defensa de la competencia, y no han sido reportados por las agencias de defensa de la competencia. Como excepción puede señalarse el análisis de Copenhagen Economics (2003) que analiza el mercado geográfico relevante a nivel de la Unión Europea del salmón escocés y noruego, la cerveza, el tabaco, la electricidad y el papel *tissue*. Para el mercado de la cerveza, los autores estudian la existencia de un mercado único para el Reino Unido, Suecia, Holanda, Italia, Francia y Alemania a través de test de precios tanto a nivel de productor y consumidor, tanto para el conjunto de países como para subconjuntos de éstos.

3.3 Nuevas interpretaciones teóricas

Esta sección busca establecer en forma informal nuevas direcciones para interpretar los test de precios. El análisis de cointegración ha sido utilizado principalmente en finanzas y macroeconomía, mientras que su vinculación con la organización industrial es muy limitado.

La competencia en industrias de bienes diferenciados puede ser formalizada en forma sencilla a través de los modelos de Bertrand y Hotelling, véase Shy (1996) página 135 y siguientes. Estos modelos encuentran relaciones de equilibrio entre los precios de bienes diferenciados, principalmente a través de funciones de reacción en precios, las que se pueden escribir como $p_i = f(p_{-i}, \theta)$ donde p_{-i} es el vector de todos los precios excluido p_i y θ es un vector de parámetros de demanda y costos. Si $\frac{\partial p_i}{\partial p_{-i}} > 0$

entonces los productos son sustitutos, de otra forma son complementarios, véase Singh y Vives (1984).

En el análisis empírico si dos series de productos son integradas de primer orden I(1) y están cointegradas, entonces comparten una relación de largo plazo. En este caso, pueden representarse a través de un MCE que muestra el ajuste al equilibrio de largo plazo, véase Lütkepohl (2005) sección 6.3. Supóngase dos series de precios de bienes p_1 y p_2 y I(1) y cointegradas. En ese caso, la representación a través de un MCE es:

$$\left\{\begin{array}{l} \Delta p_{1t} = p_{1t} - p_{1t-1} = m_1 + \alpha_{11}(p_{1t-1} + \beta_{21} p_{2t-1}) + \varepsilon_{1t} \\ \Delta p_{1t} = p_{2t} - p_{2t-1} = m_2 + \alpha_{21}(p_{1t-1} + \beta_{21} p_{2t-1}) + \varepsilon_{2t} \end{array}\right\}$$

donde m_i es una constante, α_{ij} son los coeficientes de ajuste al largo plazo, $\beta' = (1, \beta_{21})$es el vector de cointegración, y ε_{it} es un vector de error estocástico. Estas ecuaciones muestran la relación de equilibrio entre los precios, y el proceso de ajuste de corto plazo para alcanzarlo.

En este marco, el vector de cointegración en el MCE puede interpretarse como una función de reacción en precios, en la medida en que la relación de equilibrio de largo plazo muestra cómo reaccionan los precios entre sí en el mercado definido. Los bienes serán sustitutos si se cumple que $\beta_{21} < 0$ y complementos en otro caso.

El MCE también muestra el proceso de ajuste dinámico entre los precios. Sin embargo, la función de reacción en los modelos tradicionales de competencia con bienes diferenciados muestran una relación de largo plazo sin ajustes en el corto plazo. Esto implica que no existen rezagos en la función de reacción. Eberwin y To (2004) formalizan un modelo dinámico de competencia con ajuste en el corto plazo.

Pero el MCE también aporta información adicional al signo de la relación de cointegración. Los coeficientes de ajuste al largo plazo (α_{ij}) indican la velocidad de ajuste al equilibrio de largo plazo. Sean dos variables endógenas en la relación y una de ellas, la uno, tiene un coeficiente de ajuste igual a cero. En ese caso, la variable es débilmente exógena en términos estadísticos. En este caso, el MCE puede escribirse como:

$$\left\{\begin{array}{c} \Delta p_{1t} = p_{1t} - p_{1t-1} = m_1 + \varepsilon_{1t} \\ \Delta p_{1t} = p_{2t} - p_{2t-1} = m_2 + \alpha_{21}\,(p_{1t-1} + \beta_{21}\, p_{2t-1}) + \varepsilon_{2t} \end{array}\right\}$$

Entonces, aún cuando las variables siguen vinculadas en el largo plazo, la variable 1 no ajusta al equilibrio de largo plazo y, por tanto, es la que mueve el sistema. En este marco, la variable 1 es la que pone la presión competitiva a la variable 2, pero no a la inversa. El test de exogeneidad débil se convierte en una forma de detectar la existencia de la *"falacia del celofán"*. El siguiente ejemplo presenta esta situación.

Sea un monopolista que enfrenta la competencia potencial por parte de un producto que es la mejor alternativa en el país. Asimismo, sea que la competencia es más intensa en este segundo mercado. Si los mercados son lo suficientemente sustitutos, entonces puede hallarse una relación de cointegración entre ellos, en la medida en que los productos deberían compartir una tendencia común de largo plazo. Ahora supóngase que se encuentra que el producto monopólico es débilmente exógeno en el sistema. Ello implica que la competencia entre las empresas es asimétrica. Si estamos interesados en determinar las presiones competitivas, entonces el margen competitivo no ejerce una restricción competitiva sobre el precio que puede fijar el monopolista y, como resultado el mercado relevante debería tomar en cuenta únicamente al monopolista. Pero también puede adoptarse el criterio de que tanto el monopolista como el margen competitivo integran un único mercado, si se está estudiando las fuerzas competitivas en el segundo mercado. Como resultado de la exogeneidad débil, el sistema de precios se mueve a impulso del monopolista, mientras que el margen competitivo se adapta; el monopolista actúa como líder de precios.

Este ejemplo hace hincapié en que si dos mercados están integrados la competencia debería ser igual para las empresas en el mismo. Los modelos de competencia en precios de bienes diferenciados conllevan al menos dos resultados empíricos. En primer lugar, con excepción de uno los coeficientes en la relación de cointegración deben ser negativos. Ello apunta a la función de reacción de los modelos; si los productos son sustitutos entonces deben tener el signo opuesto. En segundo lugar, no deben existir variables débilmente exógenas, dado que ello implica que hay alguna empresa que es líder de precios y, por tanto, mueve el sistema.

4. APLICACIÓN AL MERCADO DE LA CERVEZA

Esta sección aplica los test de precios al mercado de la cerveza en Uruguay, con el objetivo de determinar el mercado relevante y determinar si el vino es un posible sustituto. El presente análisis es una extensión del realizado en un caso de defensa de la competencia en el mercado de la cerveza, donde el autor actuó informando en el expediente.

Este sector es interesante dado que en nuestro país existe un gran productor de cerveza, FNC S.A. (FNC), como resultado de la fusión en el año 2003 de los tres productores locales. FNC tiene el 96% del mercado local de cerveza, mientras que el restante 4% son productos importados y pequeños productores nacionales. Las tres principales marcas del país -Pilsen, Patricia y Norteña- explican el 90% del consumo de cerveza previo a la fusión, cifra que hoy en día alcanzan Patricia y Pilsen.

El consumo de cerveza es estacional, principalmente en verano -diciembre, enero y febrero en ese orden de importancia- y con un pronunciado descenso en invierno. Las ventas de cerveza sufrieron una abrupta caída en el año 2002, luego de la crisis económica que afectó al país en ese año, creciendo posteriormente pero sin alcanzar los valores previos a aquel año. En el año 2006 el consumo de cerveza per cápita alcanzó los 21,7 litros al año.

El mercado del vino tiene características diferentes. Éste se encuentra más atomizado que el mercado de la cerveza con 268 productores en el año 2007 cuyas ventas alcanzan al 97% de las ventas totales.[4] Aún cuando el consumo del producto también se desplomó en el año 2002, posteriormente se estabilizó rápidamente en 85 millones de litros, lo que representa unos 25 litros per cápita al año.[5] El mercado uruguayo de vino se compone de dos submercados claramente definidos: por un lado el mercado de calidad, llamado VCP o Vino de Calidad Preferente, cuyo producto se vende en envases menores al litro; por otro lado, un mercado de productos de menor calidad que se vende principalmente en damajuanas para su reventa. El mercado VCP alcanza al 5,6% del consumo total, siendo el resto del consumo el vino de menor calidad.[6]

---

4 Fuente: Instituto Nacional de Vitivinicultura, www.inavi.com.uy

5 Fuente: Instituto Nacional de Vitivinicultura, www.inavi.com.uy

6 Datos para el año 2006, aunque los porcentajes son muy estables.

El consumo del vino y la cerveza es similar, aún cuando los mercados tienen una estructura muy diferente. Además de las diferencias en el proceso de producción, destaca la estacionalidad del consumo de cerveza con respecto al vino.

Los datos de precio se obtuvieron del sitio web de Instituto Nacional de Estadísticas (INE), el cual contiene un índice de los artículos que componen el Índice de Precios al Consumo (IPC) para el período marzo de 1997 a mayo de 2008.[7] La base de datos cuenta con 135 observaciones y los productos utilizados fueron la Cerveza y el Vino. Todas las series fueron transformadas a logaritmos, de forma de eliminar efectos de escala. La información de precios es a nivel de consumidor y el índice es un promedio de los precios fijados por distintos minoristas. En adelante, se referirá a las series de los logaritmos del índice de precio de cada producto indistintamente como variable, serie, serie de precio o productos.

El período es largo y caracterizado por una alta inflación, comparado con estándares internacionales. Ello genera algunos problemas a la hora de realizar los test de precios, en el sentido de que pueden emerger relaciones espurias entre las variables debido al fenómeno inflacionario. Para mitigar estos efectos, los test se realizaron utilizando variables deflactadas por IPC.

4.1 Trabajos previos

Existe un único antecedente para el sector cervecero en nuestro país. Melgar y Rovegno (2004) estudian el efecto de la fusión en el sector ocurrida en el año 2003 y su impacto sobre los precios. Utilizan datos de precios y cantidades para estimar la elasticidad precio de la demanda, así como las elasticidades cruzadas de la cerveza con respecto al vino y a los refrescos. El análisis de las autoras abarca el período entre enero de 1992 y junio de 2003. Debe señalarse que la crisis que sufrió Uruguay en el año 2002 coincide con la fusión de las empresas, por lo que es difícil desentrañar los efectos de la crisis con los de la fusión en ese período.

Las autoras estiman un MCE para la cantidad y precio de la cerveza, utilizando el precio del vino y de los refrescos como sustitutos, y un

7 Disponible en http://www.ine.gub.uy/banco%20de%20datos/ipc/IPC%205%20gral%20rubagsubarfa%20M.xls, accedido el 9 de junio de 2008.

indicador de salarios como control por el lado de la demanda. La relación de cointegración estimada entre las variables deflactadas rechaza al vino como sustituto de la cerveza. Sin embargo, FNC presentó información que muestra que el vino está cointegrado con la cerveza, peo no con los refrescos. Como ello puede ser el resultado de la "falacia del celofán" se utiliza al vino como sustituto de la cerveza en el análisis.

4.2 Test de raíces unitarias

El primer paso en el análisis del mercado relevante es determinar si las series tienen el mismo orden de integración. Las figuras 1 y 2 muestran las series en niveles y en primeras diferencias de los niveles, y las series deflactadas y sus primeras diferencias.

Figura 1.- Series en logaritmos y en primeras diferencias de logaritmos.

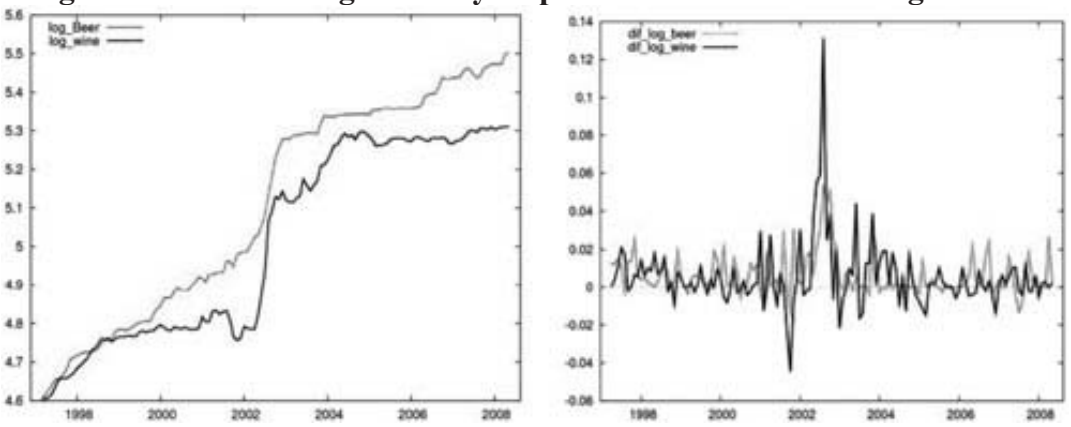
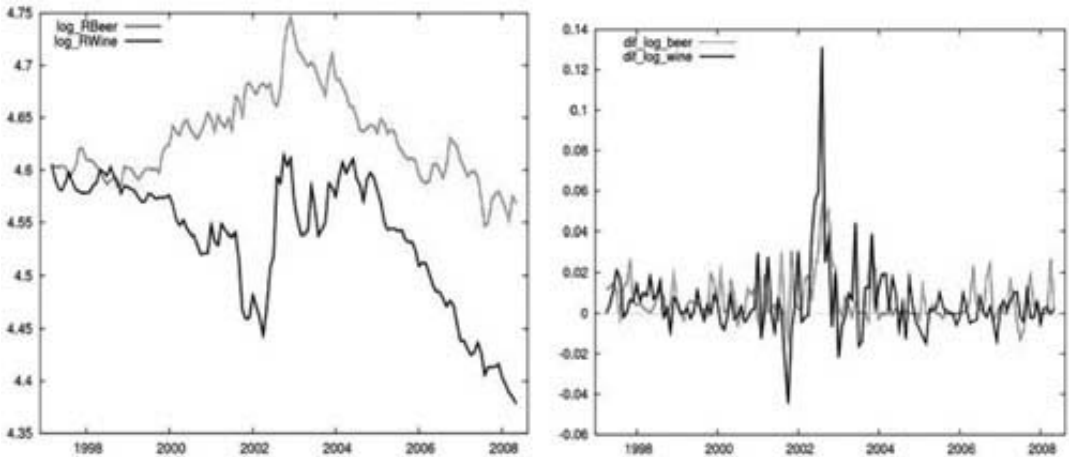


Figura 2.- Series deflactadas en logaritmos y en primeras diferencias de logaritmos.



La inspección de las series en niveles muestran que el precio del vino y la cerveza crecen en el período, con un impulso importante a finales del año 2002. El precio deflactado del vino muestra un lento decrecimiento hasta el año 2002, donde se observa un salto, para luego continuar su tendencia descendente. El precio deflactado de la cerveza no muestra ningún patrón hasta finales de 2002, donde comienza a decrecer lentamente.

Se realizaron tres test de raíces unitarias: i- el test Augmented Dickey Fuller (ADF); ii- el test KPSS; iii- el test ADF con cambio estructural. Los diferentes test se eligieron de forma de limitar los problemas en pequeñas muestras de los mismos. Estos test permiten chequear dos hipótesis nulas diferentes -estacionariedad, raíz unitaria- de forma de limitar sesgos, véase Forni (2004). Por su parte, el test ADF con cambio estructural se utilizó de forma de evitar no rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria cuando la serie es estacionaria pero tiene un cambio estructural, véase Enders (2004) páginas 200 y siguientes. Como fuera mencionado, a fines del año 2002 la economía uruguaya experimentó un abrupto incremento en todas las series de precios como consecuencia de la depreciación del peso. En el caso del vino, se estableció una variable *dummy* que toma valores 0 hasta julio de 2002 y 1 posteriormente, mientras que para el caso de la cerveza el valor 0 alcanza a setiembre de 2002.

El test ADF se corrió en sus tres variantes: sin tendencia, ni constante; sin tendencia y constante; con constante y tendencia. Si la hipótesis nula no se rechazó en ninguno de los tres test, entonces no se rechaza la hipótesis de raíz unitaria. Para la determinación del número de rezagos se siguió el criterio de información de Akaike (AIC).

En relación con el test KPSS, el mismo es muy sensible a la inclusión de los rezagos por lo que se eligió trabajar con 12 rezagos, véase Haldrup (2003). A medida que el número de rezagos aumenta, el parámetro estimado es menor y se acerca a la zona de rechazo del test. Si la estacionariedad se rechaza con un número alto de rezagos, el peor escenario, entonces también se rechaza con un número menor de rezagos. En este caso, la hipótesis nula de estacionariedad se rechazó si alguno de los test KPSS -estacionario en niveles o estacionario con tendencia- era rechazado. Los test se corrieron para las series en niveles y deflactadas por IPC, y los resultados muestran que las series son todas I(1), como se desprende de las siguientes tablas.[8]

8 En la medida en que el test ADF y ADF con cambio estructural son test de no rechazo, su

Tabla 1.- Test de raíces unitarias para las series en niveles.

	ADF	KPSS	ADF c/c estructural
Cerveza	No estacionaria*	No estacionaria*	No estacionaria*
Vino	No estacionaria*	No estacionaria*	No estacionaria*

Nota: valores críticos: *** 1%, ** 5%, * 10%.
Fuente: cálculos realizados por el autor.

Tabla 2.- Test de raíces unitarias para las series deflactadas.

	ADF	KPSS	ADF c/c estructural
Cerveza	No estacionaria*	No estacionaria***	No estacionaria*
Vino	No estacionaria*	No estacionaria**	No estacionaria**

Nota: valores críticos: *** 1%, ** 5%, * 10%.
Fuente: cálculos realizados por el autor.

Los resultados sugieren que las series son no estacionarias, lo que implica que el análisis econométrico tradicional lleva a resultados erróneos debido al problema de las regresiones espurias señalado por Granger y Newbold (1974). Ello es la principal explicación de por qué es necesario el análisis de cointegración, véase Engle y Granger (1987).

4.3 Análisis de cointegración

Para cada una de las series, en niveles y deflactada, se realizó un análisis de cointegración de forma de estudiar la existencia de una tendencia estocástica común. Se utilizó el test de Johansen con constante, en la medida en que imponer una tendencia implicaría que el vector de cointegración también tendría una tendencia y ello determina que las diferencias de precios crecen sin límite, lo que no tiene sentido económico en este análisis, véase Haldrup (2003). Al igual que el test de raíces unitarias, se realizó un test de cointegración con y sin cambio estructural. Los resultados indican que los residuos de la regresiones no se distribuyen en forma normal, pero el test de Johansen es robusto a este resultado, Gonzalo (1994). Las siguientes tablas muestran los residuos.

---

significación es inversa al del test KPSS; el peor escenarios es cuando el no rechazo es al valor crítico del 1%.

Tabla 3.- Test de cointegración: series nominales de cerveza y vino.

Sin cambio estructural			Con cambio estructural		
R0 =	LR	pval	R0 =	LR	pval
0	27.87	0.0029	0	37.48	0.0000
1	4.87	0.3085	1	8.04	0.2824
T = 132, Rezagos endógenas (AIC) = 3			T = 132, Rezagos endógenas (AIC) = 3		

Fuente: cálculos realizados por el autor.

Tabla 4.- Test de cointegración: series deflactadas de cerveza y vino.

Sin cambio estructural			Con cambio estructural		
R0 =	LR	pval	R0 =	LR	pval
0	6.59	0.9146	0	30.62	0.0017
1	0.46	0.9876	1	6.10	0.4910
T = 130, Rezagos endógenas (AIC) = 5			T = 130, Rezagos endógenas (AIC) = 5		

Fuente: cálculos realizados por el autor.

Los test muestran que existe una relación de cointegración para las series en niveles. Pero este resultado puede deberse a la inercia inflacionaria y, por tanto, la relación puede ser espuria. Para controlar este fenómeno se realizó el mismo análisis para las series deflactadas. En este caso, se encontró una relación de cointegración entre el vino y la cerveza sólo si se incluye un quiebre estructural en el test de cointegración. Ello implica que la relación de cointegración cambia en el período.

4.3.1 MCE y exogeneidad débil

Esta sección examina las principales proposiciones teóricas para los mercados de la cerveza y el vino, analizando el MCE y comprobando la existencia de exogeneidad débil. El análisis de la sección anterior mostró que existe una relación de cointegración entre ambas variables sólo si se incorpora al análisis un cambio estructural. Por tanto, se estimó un MCE incluyendo una variable *dummy* que toma el valor 0 antes de agosto de 2002, momento en el cual la serie de vino presenta un salto, y 1 posteriormente. En este caso, la relación de cointegración es significativa con 4 diferencias rezagadas y restringiendo tanto la constante como la variable *dummy* al vector de cointegración. Las dos ecuaciones estimadas por el

MCE se presentan en el siguiente cuadro, que incluye sólo los rezagos significativos.

Tabla 5. Test de cointegración entre las series deflactadas de cerveza y vino.

Cerveza				Vino			
Rezago	Coef.	t-stat	pval	Rezago	Coef.	t-stat	pval
Cerv. (t-1)	-	-	-	Cerv. (t-1)	-0.279	-2.378	0.019
Cerv. (t-2)	-0.324	-3.350	0.001	Cerv. (t-2)	-0.211	-1.699	0.092
Cerv. (t-3)	-	-	-	Cerv. (t-3)	-0.263	-2.128	0.035
Cerv. (t-4)	-0.308	-3.162	0.002	Cerv. (t-4)	-0.324	-2.589	0.011
Vino (t-4)	0.194	2.839	0.005	Vino (t-4)	-	-	-
Ajuste L/P	0.026	1.752	0.082	Ajuste L/P	0.074	3.791	0.000
Relación de cointegración							
Cerveza	1.000	0.000	0.000	Vino	-0.679	-2.346	0.019
T =130, Rezagos endógenas (AIC) = 5							

Fuente: calculos realizados por el autor.

La variable *dummy* tiene un valor de -0,1244 y la constante de -1,506 en la relación de cointegración, y ambas son estadísticamente significativas (LR = 11,444, p-value = 0,003). La relación de cointegración muestra que los parámetros estimados tienen el signo correcto: positivo para la cerveza y negativo para el vino. El vector de cointegración puede interpretarse entonces como una función de reacción en precios, y los resultados muestran que los productos son sustitutos. Un comentario a esta interpretación es que la información de que se dispone es agregada a nivel de industria, mientras que las funciones de reacción son a nivel de empresas.

En la ecuación de vino, sólo los rezagos de la cerveza son significativos (primero, tercero y cuarto) pero ninguno de vino, mientras que el parámetro de ajuste de largo plazo es significativo. En la ecuación de la cerveza, el segundo y cuarto rezago de la cerveza son significativos mientras que el cuarto de vino también. Sin embargo, el coeficiente de ajuste de largo plazo es cercano a cero y apenas significativo al 90%. Como resultado, se analizó la significación del parámetro de ajuste de largo plazo y como resultado se obtuvo que no puede rechazarse que sea cero: LR = 2,499, p-value = 0,11. Ello implica que la cerveza es débilmente exógena en el MCE.

Este resultado muestra que el sistema de precios es puesto en movimiento por la cerveza, tal como se mostró en la sección 3.3. Ello implica que el mercado de la cerveza debe considerarse separado del de vino cuando se analiza el primero, pero en conjunto cuando se analiza el segundo, debido a que en el largo plazo el vino toma en consideración a la cerveza.

4.3.2 Consideraciones

Debe señalarse que el supuesto de normalidad de los residuos se rechaza en ambas ecuaciones, pero ello no altera los resultados del test de cointegración, como demuestra Gonzalo (1994). Asimismo, con posterioridad al episodio de devaluación de la moneda, los residuos de la ecuación de vino muestran una gran volatilidad bajo la forma de un proceso ARCH (LM = 32,3912; pvalue = 0,012; con 12 rezagos). Este resultado es interesante, ya que indica que un mercado más concentrado muestra una menor volatilidad que uno menos concentrado.

5. CONCLUSIONES

Existen dificultades técnicas para definir el mercado relevante en casos de abuso de posición dominante, tanto utilizando un análisis estructural como test de precios. En este marco, los últimos pueden tener una ventaja práctica para definir mercados relevantes en casos de abuso de posición dominante, en la medida en que se requiere menor información que en el análisis estructural.

El trabajo presenta dos nuevas interpretaciones para el MCE en el análisis de test de precios para la definición de mercados relevantes en defensa de la competencia. En primer lugar, la relación de cointegración entre los precios de los productos puede interpretarse como una función de reacción de un juego en precios, en línea con las conclusiones de los modelos teóricos, aunque éstos son fundamentalmente estáticos. En segundo lugar, la exogeneidad débil de uno o más productos puede estimarse en el MCE de forma de determinar si alguna de las empresas es fijadora de precios en el mercado.

Se aplica estos desarrollos al mercado de la cerveza en Uruguay, lo que permite determinar que el vino y la cerveza son productos sustitutos y que la cerveza es débilmente exógena en el período analizado.

BIBLIOGRAFÍA

Alexander, Carol y John Wyeth (1994). *"Cointegration and Market Integration: An Application to the Indonesian Rice Market".* Journal of Development Studies, 30(2); 303-34.

Boshoff, Willem (2007). *"Stationarity tests in geographic market definition: an application to South African milk markets".* South African Journal of Economics, 75(1); 1-14

Cartwright, Phillip A., David R. Kamerschen y Mei-Ying Huang (1989). *"Price Correlation and Granger Causality Tests for Market Definition".* Review of Industrial Organization, 4(2); 79-98.

Church, Jeffrey y Roger Ware (2000). "*Industrial Organization: A Strategic Approach".* McGraw Hill.

Coe, Patrick J. y David Krause (2008). *"An Analysis of Price-based Test of Antitrust Market Delineation".* Journal of Competition Law and Economics, 4(4); 983-1007.

Copenhagen Economics (2003). *"The internal market and the relevant geographical market: The impact of the completion of the Single Market Programme on the definition of the relevant geographical market".* UE Commission, DG Enterprise, Working Paper 15.

Eberwin, Curtis y Ted To (2004). *"Simple Dynamic Oligopoly"*, *mimeo.*

Enders, Walter (2004). *Applied Econometric Time Series,* 2nd Edition, Willey.

Engle, Robert F. y Clive W. Granger (1987). *"Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing".* Econometrica, 55(2); 251-76.

Forni, Mario (2004). *"Using Stationarity Test in Antitrust Market Definition".* American Law and Economic Review, 6(2); 441-64.

Froeb, Luke M. y Gregory J. Werden (1993). *"Correlation, Causality and all that Jazz: The Inherent Shortcomings of Price Test for Antitrust Market Delineation".* Review of Industrial Organization, 8(2); 329-53.

Geroski, Paul A. y Rachel Griffith (2003). *"Identifying anti-trust markets".* Institute for Fiscal Studies Working Paper W03/01.

Gonzalo, Jesus (1994). *"Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships".* Journal of Econometrics, 60(1-2); 203-33.

Granger, Clive W. y Paul Newbold (1974). *"Spurious Regressions in Econometrics".* Journal of Econometrics, 2; 111-20.

Haldrup, Neils (2003). *"Empirical Analysis of Price Data in the Delineation of the Relevant Geographical Market in Competition Analysis".* University of Aarhus, Economic Working Paper 2003-09.

Haldrup, Neils, Peter Møllgaard y Claus Kastberg Nielsen (2008). *"Sequential Versus Simultaneous Market Delineation: the Relevant Antitrust Market for Samon".* Journal of Competition Law and Economics, 4; 893-913.

Hosken, Daniel y Christopher T. Taylor (2004). *"Discussion of 'Using Stationarity Test in Antitrust Market Definition'".* American Law and Economic Review, 6(2); 465-75.

Lütkepohl, Helmut (2005). "*New Introduction to Multiple Time Series Analysis".* Springer.

Melgar, Natalia y Laura Rovegno (2004). *"La Defensa de la Competencia en Uruguay: un debate necesario".* Tesis de grado, Facultad de Ciencias Económicas y Administración.

Motta, Massimo (2004). "*Competition Policy: Theory and Practice*". Cambridge University Press.

Sherwin, Robert A. (1993). *"Comments on Werden and Froeb – Correlation, Causality and all that Jazz".* Review of Industrial Organization, 8(2); 355-58.

Shroeder, Ted C. (1997). *"Fed Cattle Spatial Transactions Price Relationships".* Journal of Agricultural and Applied Economics, 29; 347-62.

Shy, Oz (1996). "*Industrial Organization: Theory and Practice".* The MIT Press.

Singh, Nirvikar y Xavier Vives (1984). *"Price and Quantity Competition in Differentiated Duopoly".* The RAND Journal of Economics, 15(4); 546-54.

Slade, Margaret E. (1986). *"Exogeneity Test of Market Boundaries Applied to Petroleum Products".* The Journal of Industrial Economics, XXXIV(3); 291-303.

Stigler, George J. y Robert A. Sherwin (1985). *"The Extent of the Market".* Journal of Law and Economics, 28(3); 555-85.

Werden, Gregory (2000). *"Market Delineation under the Merger Guidelines: Monopoly Cases and Alternative Approaches".* Review of Industrial Organization, 16(2); 211-28.

White, Lawrence (2005). *"Market Definition in Monopoly Cases: A Paradigm is Missing".* New York University, Leonard Stern School of Business, Department of Economic Working Paper.