

# DEFINICIÓN DE MERCADO RELEVANTE A TRAVÉS DE TEST DE PRECIOS

LEANDRO ZIPITRÍA\*

Última revisión: 21 de julio de 2008

## Segunda revisión

RESUMEN. La definición del mercado relevante es esencial en los casos de defensa de la competencia y, en particular, aquellos que implican abuso de posición dominante. Sin embargo, existen problemas para realizar análisis estructurales sofisticados, debido a la falta de suficientes datos básicos para los mismos y las dificultades teóricas asociadas. Algunos autores han propuesto test de precios para sobrellevar estas dificultades, aunque éstos no han sido utilizados de forma sistemática. El trabajo propone la realización de diversos test de precios para la delimitación del mercado relevante de la cerveza en Uruguay, estudiando en conjunto sus resultados y profundizando en su interpretación.

## 1. INTRODUCCIÓN

Las políticas de defensa de la competencia están dirigidas a impedir que acciones de empresas con poder de mercado restrinjan el bienestar social.<sup>1</sup> En este marco, atienden dos grandes líneas: el control de estructuras y la sanción de conductas. Las primeras, son acciones *ex ante* que buscan impedir que las empresas por la vía de fusiones o adquisiciones obtengan poder de mercado, autorizando (o no) las mismas en forma previa a su consolidación según los efectos previsibles. Por sus características, tienen la capacidad de impedir o condicionar a determinados agentes la posibilidad de fusionar sus empresas y, por ello, han sido uno de los campos que de más desarrollo en los últimos años en términos de sofisticación estadística.

---

\* Asesor de la Dirección General de Comercio del Ministerio de Economía y Finanzas, y docente de la Universidad de Montevideo. Correo electrónico: lzipitria@dgc-mef.gub.uy, lzipitria@um.edu.uy. Las opiniones vertidas en el trabajo son responsabilidad del autor y no comprometen a ninguna de las instituciones donde trabaja. El autor agradece los comentarios recibidos de Fernando Borráz, Helena Croce, Serafín Frache y Jorge Ponce a una versión anterior de este trabajo.

<sup>1</sup>En economía se entiende que una empresa tiene poder de mercado cuando tiene la capacidad de fijar sus precios por encima del costo marginal.

Las “*Horizontal Merger Guidelines*” emitidas por U.S. Department of Justice y Federal Trade Commission (1997) de los EE.UU. en el año 1982, establecen un marco general para estimar el impacto sobre el mercado y los precios de las fusiones de empresas, principalmente a través de la determinación del mercado relevante donde actúan las empresas. Sin embargo, este marco es demasiado abstracto y su aplicación cuantitativa requiere de sofisticados análisis de los mercados, por lo que su aplicación ha sido bastante acotada.

Cuando se analizan conductas se busca establecer si éstas tienen la capacidad de afectar el bienestar económico, permitiendo a las empresas dominantes o bien aumentar su capacidad de fijar precios en forma unilateral, o impedir que otras limiten su capacidad actual para hacerlo.<sup>2</sup> Sin embargo, no toda conducta realizada por una empresa dominante se considera abusiva, tanto desde el punto de vista económico como legal,<sup>3</sup> sino aquellas que tengan la capacidad de afectar el resultado competitivo -la competencia- en el mercado. Por tanto, el primer paso en toda investigación de defensa de la competencia es determinar el mercado donde la conducta se desarrolla, para luego evaluar el impacto que las acciones de las empresas con posición dominante tienen sobre éste. Sin embargo, a diferencia de los casos de fusiones y adquisiciones, no existe aún una regla estándar para delimitar el mercado relevante en los casos de conductas que involucran abusos de posición dominante por parte de una o varias empresas. En general lo que se busca determinar, de una forma bastante *ad hoc*, son los sustitutos de los productos así como las barreras a la entrada que puedan existir, de forma de inferir a partir de estos elementos la posición dominante de la empresa. Asimismo, la aplicación de las previsiones contenidas en las “Horizontal Merger Guidelines” son dudosas en estos casos, por los elementos que se presentarán en la sección siguiente.

El objetivo del trabajo es presentar los principales elementos cuantitativos para la determinación del mercado relevante en el marco de los casos de abuso de posición dominante, sus alcances y limitaciones. En particular, estudiar los test asociados al cumplimiento de la ley de un solo precio (LOP, por sus siglas en inglés), que

---

<sup>2</sup>Técnicamente estamos suponiendo, en la primera situación, que los costos marginales están dados y, en la segunda, que la empresa ya está fijando los precios por encima de los costos marginales; o sea, tiene poder de mercado.

<sup>3</sup>Nos referimos a la Ley N<sup>o</sup> 18.159.

implican determinar el comportamiento de los precios de los productos candidatos a conformar un mismo mercado relevante, tanto de producto como geográfico. A diferencia de otros trabajos, en este se estudia los resultados de todos los test en conjunto, en la medida en que todos aportan información complementaria, buscando establecer sus coincidencias. En última instancia, se busca determinar más que un análisis inclusivo de productos al mercado relevante, uno que permita excluir productos del mismo. El análisis se ilustra con una aplicación al mercado de la cerveza.<sup>4</sup>

## 2. LAS DEFINICIONES TRADICIONALES Y SUS PROBLEMAS

Desde la aparición de las "*Horizontal Merger Guidelines*" la metodología en ella propuesta se han transformado en el estándar para delimitar los mercados en los casos de defensa de la competencia (ver Church and Ware (2000) capítulo 19 y Motta (2004) capítulo 3, entre otros). Éstas establecen un mecanismo para determinar mercados bajo la óptica del análisis de defensa de la competencia, llamados *anti-trust markets*, en contraposición a los mercados tradicionales en economía (Church and Ware (2000)). La diferencia entre ambos, inspirada en las "*Merger Guidelines*" radica en que los primeros tienen como objetivo establecer la capacidad -o no- de fijar precio por parte de las empresas, mientras que los segundos buscan establecer los determinantes del precio. En este sentido, el análisis de los mercados bajo el marco de la defensa de la competencia es más afinado, ya que se enfoca directamente a determinar las restricciones al proceso competitivo que puedan generar poder de mercado para alguno de los agentes participantes. A vía de ejemplo, el mercado de la distribución de petróleo en EE.UU. está conformado por distintos mercados relevantes para el análisis de la defensa de la competencia, atendiendo a la interconexión de la red de cañerías, su capacidad de transporte, los costos asociados al mismo, su disponibilidad a través del transporte por mar o carretera, etc.

En particular las "*Merger Guidelines*" señalan que "un mercado se define como el producto o grupo de productos y el área geográfica en donde es producido o vendido, en el cual un monopolista hipotético, no sujeto a regulación de precio,

---

<sup>4</sup>Este trabajo es una versión preliminar. Una versión posterior incluirá también el estudio del mercado de la carne bovina y el pollo.

puede imponer al menos un 'pequeño pero significativo y no transitorio' aumento de precio, suponiendo constantes los términos de venta de los restantes productos". El mercado relevante para el análisis es "el grupo de productos y áreas geográficas no mayores a lo necesario para satisfacer este test" (página 4, U.S. Department of Justice y Federal Trade Commission (1997)).

Para definir el mercado relevante, se procede a través de una doble definición en forma secuencial: primero el mercado de producto y, definido éste, el mercado geográfico. Para ello, se utiliza el test SSNIP "*Small but Significant Non-Transitory Increase in Price*", o del monopolista hipotético, para establecer el menor mercado relevante posible. Supongamos una empresa de la que se sospecha está realizando conductas anticompetitivas en el mercado A. Para comenzar el análisis hay que delimitar el mercado relevante primero de producto y luego geográfico, aunque éste es similar en ambos casos. Para ello se comienza con el menor mercado relevante candidato, el mercado A, y se utiliza el test SSNIP para determinar si es posible que las empresas del mercado A puedan aumentar los precios de sus productos en un 5-10 % real de forma permanente - al menos por un año- y en forma beneficiosa. Si la respuesta es negativa, entonces el mercado del producto A no es un mercado relevante, ya que ninguna empresa tiene la capacidad de imponer precios en él, y hay que incorporar al mismo la alternativa más próxima, ya que existen sustitutos cercanos que impiden que las empresas en A ejerzan poder de mercado.

Supongamos que la alternativa más próxima es el producto B, entonces este se incorpora al mercado y se realiza la misma pregunta: ¿pueden las empresas de los mercados A y B elevar el precio de su producto en un 5-10 % real en forma permanente y beneficiosa? Si la respuesta es afirmativa, los productos A y B conforman el mercado relevante objeto de estudio para la defensa de la competencia. Si la respuesta es no, hay que incorporar otro u otros productos al mercado relevante candidato y repetir la pregunta sucesivas veces hasta que la respuesta sea afirmativa.<sup>5</sup> El mismo mecanismo se aplica para la determinación del mercado relevante

---

<sup>5</sup>En algunos casos el orden de las alternativas puede ser decisivo. En otros casos, cuando existen bienes apenas diferenciados en un continuo de la variedad del producto, como los cereales para el desayuno, puede ser difícil identificar claramente la siguiente alternativa.

geográfico donde, para el mercado de producto definido, se busca establecer la capacidad de las empresas de elevar precios en forma beneficiosa ahora en una zona geográfica determinada.

El análisis descrito es, en general, la base de referencia para la determinación del mercado relevante de varios órganos de defensa de la competencia.<sup>6</sup> Sin embargo, este análisis tiene graves falencias cuando se aplica a casos de abuso de posición dominante, en el lenguaje de la Unión Europea (UE), o monopolización en los EE. UU. En efecto, un famoso caso contra la empresa *Du Pont* en el año 1956,<sup>7</sup> demostró lo erróneo de aplicar este tipo de test cuando se enfrenta a casos de posición dominante. La *Federal Trade Commission* (FTC) llevó a juicio a la empresa *Du Pont* en 1947 por violación de la sección 2 de la *Sherman Act* (monopolización), sosteniendo que el mercado relevante de producto era el de celofán, un producto para envolver productos resistente al calor e imprimible. Sin embargo, tanto la Corte de Distrito como la Suprema Corte de Justicia de EE. UU. fallaron a favor de la empresa, que sostenía que el mercado relevante de producto no era el celofán, donde *Du Pont* tenía el 76 % del mercado, sino el de los materiales flexibles de envasar, donde poseía menos del 18 % del mercado. Este caso también señala la importancia de la correcta definición del mercado relevante, ya que es el primer elemento para determinar si la empresa tiene o no posición dominante en el mercado.

¿Por qué esta diferencia? La empresa sostenía que existía una alta sustituibilidad de su producto celofán con otros productos flexibles para envasar y, por lo tanto, no poseía posición dominante en el mercado. El error en la determinación del mercado, que llevó luego a acuñar la expresión "falacia del celofán", es pensar que las empresas carecen de poder de mercado cuando tienen sustitutos disponibles, debido a que ello puede ser justamente el resultado de poseerlo. En efecto, en general las empresas que actúan en mercados más concentrados tienden a fijar precios mayores a los que operarían en entornos más competitivos y, a medida que el precio sube, la

---

<sup>6</sup>Para EE. UU. la única referencia para la determinación del mercado relevante son las "Horizontal Merger Guidelines", mientras que para la Unión Europea (UE) puede consultarse "Definición de mercado de referencia", disponible en [http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=CELEX:31997Y1209\(01\):ES:HTML](http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=CELEX:31997Y1209(01):ES:HTML), visitado el 8 de junio de 2008. Para Inglaterra, puede consultarse Office of Fair Trading "Market Definition", disponible en [http://www.offt.gov.uk/shared\\_offt/business\\_Leaflets/ca98\\_guidelines/oft403.pdf](http://www.offt.gov.uk/shared_offt/business_Leaflets/ca98_guidelines/oft403.pdf), visitado el 22 de junio de 2008.

<sup>7</sup>U.S. v. *E. I. du Pont de Nemours & Co.*, 351 U.S. 377 (1956). Citado en Church and Ware (2000) páginas 599 y 600.

demanda del producto tiende a hacerse más elástica lo que implica que los consumidores comienzan a percibir otros bienes como sustitutos más cercanos. Asimismo, las condiciones de maximización de beneficios del monopolista implican que éste fijará su precio en el tramo elástico de la curva de demanda. Por ello, primero la empresa nunca encontrará beneficioso aumentar los precios de la forma que señala el test SSNIP si ya es dominante y, segundo, la fijación del precio por parte de estas empresas implica que los consumidores encuentran como sustitutos cercanos productos que no lo serían a precios menores. En conclusión, la aplicación del test lleva a incorporar otros productos al mercado relevante y concluir que la empresa no tiene poder de mercado cuando en realidad si lo tiene.

Debido a la falacia del celofán, se señala que el incremento de precios del SSNIP no debe aplicarse al precio de mercado, como sería en el caso de una fusión, sino sobre aquel que operaría en un entorno más competitivo. Esto lleva a un nuevo problema: el contrafactual de establecer cuál sería el precio en un entorno más competitivo, que por la realidad del mercado no puede observarse. A veces se señala que debería compararse contra el costo marginal, pero en economía existen múltiples motivos por los cuales la empresa puede fijar precios por encima del costo marginal sin que ello implique un problema de defensa de la competencia, como ser la existencia de altos costos fijos o hundidos asociados a la producción, la diferenciación de productos (real o percibida),<sup>8</sup> o la competencia oligopólica (en particular, la competencia en cantidades, o la competencia en precios con restricciones de capacidad).

Estos problemas implican que el test SSNIP es prácticamente inaplicable para los casos de abuso de posición dominante, y ello ha sido señalado por distintos autores tanto defensores como detractores de las "*Merger Guidelines*" (ver White (2005); Werden (2000); en forma menos explícita Motta (2004) páginas 102 a 105, en particular 105; Forni (2002); y Geroski and Griffith (2003), entre otros).<sup>9</sup>

Pero aún en los casos de fusiones y adquisiciones, el SSNIP en sus versiones cualitativa o cuantitativa tampoco es un test muy utilizado para la definición de mercado relevante. Copenhagen Economics (2003) estiman que sólo un 4 % de los

---

<sup>8</sup>Ver Nevo (2001) para el mercado de cereales en EE.UU. El autor sostiene que las empresas en el mercado tienen un importante poder de mercado, pero por motivos pro competitivos.

<sup>9</sup>Corresponde aclarar que no fueron pensadas para esos casos.

casos de fusiones de la UE entre los años 1990 y 2001 utilizaban este método como marco para definir el mercado geográfico relevante, y en un 11 % para el mercado relevante de producto.

Para el caso de EE.UU., Coate and Fischer (2007) reportan los resultados de un estudio de 116 casos de definición de mercado relevante por parte de la FTC. Señalan que en el 55 % de éstos el análisis de mercado fue relativamente sencillo y no requirió importantes sofisticaciones para su determinación.<sup>10</sup> En casi 20 % de los casos, fue necesario un análisis más sofisticado para la determinación del mercado relevante. Sin embargo, sólo en un caso se realizó el SSNIP en la forma rigurosa establecida por las "Merger Guidelines".

El volumen de información requerida para el análisis SSNIP (precios y cantidades de todos los productos involucrados, así como componentes del costo y de la demanda de los mismos)<sup>11</sup> así como la sofisticación estadística que implica hacen de este análisis la excepción más que la regla. Corresponde aclarar que, en la gran mayoría de los casos, la información que se maneja para la aplicación del test son estudios de mercado que aportan las empresas, documentos internos de las mismas, u otros elementos cualitativos como entrevistas con clientes de las empresas. El consenso es que el test SSNIP es un *marco* para estudiar la problemática, más que una definición taxativa.

Otra crítica que ha recibido el análisis SSNIP es su aplicación en forma secuencial. En efecto, Haldrup et al. (2005) señalan que la mecánica secuencial del análisis SSNIP, primero aplicarlo al conjunto de productos y una vez definido éste establecer las fronteras geográficas, implica pérdida de información. Un poco más allá, Sherwin (1993) disputa la propia utilidad del test, no sólo para los casos de abuso de posición dominante, sino también para las fusiones, debido al uso intensivo de información que requiere y a lo arbitrario del mismo.<sup>12</sup>

Por sus dificultades, distintos autores recomiendan realizar test de precios de forma de determinar si dos productos pertenecen a un mercado relevante determinado.

---

<sup>10</sup>Ello implicó que los consumidores se enfrentaban a costos de cambio importantes, o a la inversa no existía ninguno. En los primeros se definieron los casos en forma estrecha y en los segundos en forma amplia.

<sup>11</sup>Ver Hausman et al. (1994) para un análisis del mercado cervecero en EE.UU., Nevo (2000) y Nevo (2001) para el mercado de cereales listos para el desayuno (ready-to-eat breakfast cereal).

<sup>12</sup>En particular este autor se pregunta ¿porqué un 5 % de aumento real?, o ¿porqué el aumento de precios debe ser por al menos un año?

Estos son diferentes del análisis propuesto por el SSNIP para la determinación del mercado relevante. Stigler and Sherwin (1985) definen el mercado para un bien como el área dentro de la cual el precio del mismo tiende a ser uniforme, tomando en cuenta los costos de transporte, aún cuando advierten que esta relación no se cumple en forma estricta en la realidad. Esta metodología tiene sus raíces en la ley de un solo precio (LOP por sus siglas en inglés) y refiere al arbitraje que existe entre productos similares que lleva a que, en términos estrictos, productos idénticos tengan igual precio en los mercados. Sin embargo, Geroski and Griffith (2003) señalan que no existe una relación obvia entre los límites de mercado que se obtienen por esta metodología y por el test SSNIP.<sup>13</sup>

### 3. LOS TEST DE PRECIOS

Los test de precios que se encuentran en la literatura son cuatro: i- el análisis de correlación; ii- el de causalidad en el sentido de Granger; iii- el de cointegración; iv- el de raíces unitarias. El análisis que aquí se presenta se basa, en líneas generales, en Church and Ware (2000) capítulo 19, Coe and Krause (2008) y Haldrup (2003). No se presentará el desarrollo formal de los test, que puede encontrarse en Enders (1995) o más específicamente en Haldrup (2003).

En la literatura revisada, no se han aplicado los test en forma sistemática sino parcial. A vía de ejemplo, Stigler and Sherwin (1985) aplica los test de correlación, mientras que Shroeder (1997) y Haldrup et al. (2005) los test de cointegración, Slade (1986) los test de exogeneidad, asociados a la causalidad en el sentido de Granger, y Forni (2002) y Hosken and Taylor (2004) los de raíces unitarias. El presente trabajo pretende aplicar en forma sistemática los test de precios de forma de detectar sus coincidencias y divergencias, analizando en conjunto el resultado de las pruebas.

Los test de precios han sido presentados tanto como mecanismos alternativos a los establecidos en las "*Horizontal Merger Guidelines*" para definir mercados relevantes (Stigler and Sherwin (1985)), como una forma de hacer operativa la metodología SSNIP. En efecto, Haldrup (2003) señala que las *Merger Guidelines* establecen un marco conveniente y atractivo para pensar los mercados, pero señalan que esta metodología no es operativa. Por ello, a pesar de las críticas que reciben los test de

---

<sup>13</sup>Véase el detallado análisis de Froeb and Werden (1993) y la contra crítica de Sherwin (1993)

precios, señala el autor, éstos son las herramientas más relevantes y factibles para la delimitación de los mercados.

El primer elemento que se debe considerar para realizar un análisis de precio es el orden de integración de estas series. En efecto, Haldrup (2003) señala que una condición necesaria, pero no suficiente, para que los productos pertenezcan a un mismo mercado relevante es que sus series de precio tengan el mismo orden de integración. Para que los precios de dos productos varíen en forma conjunta, ambos deben ser o bien estacionarias o no estacionarias. Si una serie es estacionaria, entonces cualquier shock sobre ella tiene efectos transitorios, ya que la misma regresa a la media de largo plazo, mientras que si la misma es no estacionaria entonces la serie tiene una tendencia estocástica y carece de una media de largo plazo (Enders (1995), Haldrup (2003)).

Stigler and Sherwin (1985) proponen estudiar la correlación tanto entre los (logaritmos de los) precios de los productos candidatos a pertenecer a un mercado como de sus primeras diferencias y así detectar si dos productos lo integran, o si dos áreas geográficas conforman el mismo mercado geográfico. Los autores aplican estos test a los mercados de harina, al precio del futuro de la plata en las bolsas de Nueva York y Chicago, entre otros.

La literatura señala, al menos, tres problemas con estos test. En primer lugar, las correlaciones entre los productos pueden estar influidas por un tercero común a ambas, como por ejemplo un insumo común que influya en los costos y a través de este en la determinación del precio y, por ello, establecer relaciones espúreas entre variables. En este caso, la alta correlación puede no ser ya el resultado del arbitraje entre los productos sino de las fluctuaciones de precio de un insumo o costo común, por ejemplo el tipo de cambio.

En segundo lugar, dependiendo de la periodicidad de los datos con que se cuente, los ajustes en los precios de los productos pueden no establecerse en forma contemporánea sino con rezagos. Como el coeficiente de correlación es una medida de relación entre dos variables en cada momento de tiempo, si los ajustes se producen con rezagos este indicador puede no reflejar adecuadamente la vinculación existente entre las variables.

Por último, aunque la pertenencia o no de dos productos a un mercado se transforma en una cuestión binaria  $\{si, no\}$ , en la realidad es una de grado. El coeficiente de correlación es una variable continua que toma valores en el intervalo  $[-1, 1]$  y, por tanto, es difícil trazar una línea unívoca que incluya - excluya a los bienes. ¿Todos los productos con correlaciones mayores a 0,8 están dentro de un mercado relevante? ¿O lo están todos aquellos que tienen correlaciones mayores a 0,95? Un análisis conservador pasa más por utilizar estos test para *excluir* alternativas que para incluirlas.

De las tres críticas mencionadas, la primera lleva a errores de tipo II (falsos positivos), la segunda a errores de tipo I (falsos negativos), mientras que la tercera establece un problema de definición para el tomador de decisiones relevante siempre y cuando sea consistente a través de distintos análisis.

Un segundo test es estudiar la cointegración de las series de precios, donde dos o más series de precios están cointegradas si existe una relación común de largo plazo entre ellas.<sup>14</sup> Este análisis ha sido utilizado para delimitar mercados geográficos relevantes para frigoríficos, véase Shroeder (1997) entre otros; para establecer si existe integración entre mercados financieros; y, en el campo de la defensa de la competencia, para delimitar el mercado geográfico en el caso de una fusión entre empresas productoras de salmón.<sup>15</sup> Es para este último donde Haldrup et al. (2005) señalan que la metodología secuencial de determinar primero el mercado de producto y luego geográfico que establece el SSNIP puede ser contraproducente ya que al dividir el análisis en cada paso se pierde la información que aporta el siguiente. En esta línea, revisan la metodología aplicada al caso del salmón, cuyo mercado geográfico relevante fue definido como el del salmón escocés utilizando la metodología del SSNIP, y señalan que debería incluir al salmón noruego si se estudia mercado de producto y geográfico simultáneamente.

En este caso el test pasa por determinar el número de relaciones de cointegración entre las variables y, de esta forma, establecer si existe o no una o más tendencias estocásticas comunes a las series. En efecto, si hay  $q$  variables y se establecen  $r$

---

<sup>14</sup>Técnicamente dos series  $I(d)$  están cointegradas si se cumple que una combinación lineal de ellas es  $I(d-1)$ .

<sup>15</sup>UK Competition Commission (2000): *Nutreco Holding NV and Hydro Seafood GSP Ltd: A report on the proposed merger*.

relaciones de cointegración entre ellas, entonces existen  $q - r$  tendencias comunes. Para el estudio que se está realizando, Haldrup (2003) señala que lo relevante es determinar si existe una tendencia estocástica común entre las variables estudiadas, esto es si  $q - r = 1$ .

Los test de cointegración sufren de los mismos problemas que los test de correlación (McNew and Fackler (1997), entre otros), ya que pueden arrojar un sendero común de largo plazo entre productos cuando lo que existe es un sendero común entre la oferta o la demanda (error de tipo II). Asimismo, aún si las fuerzas subyacentes a la oferta y la demanda están cointegradas, si existe mucha volatilidad en los costos de transporte (tanto entre regiones o productos, si éstos son diferenciados) los test de cointegración puede no detectarla (error de tipo I). Esta volatilidad puede ser importante cuando se determina un mercado geográfico relevante, pero quizá menor cuando se determina el mercado de producto donde el costo de transporte tiende a estar representado por las preferencias de los consumidores que son relativamente más estables en el largo plazo.

Un tercer test de precios, el de causalidad en el sentido de Granger, refiere a la influencia que uno o más productos ejercen (o no) en la determinación del precio de otro, y se vincula al concepto de exogeneidad estadística de las variables entre sí. Slade (1986) señala que si dos productos forman parte del mismo mercado entonces debe rechazarse la exogeneidad en la formación de precios entre ellos. En los hechos este análisis es similar al de cointegración, en términos de que cualquier shock de precios de uno de los productos debe tener efectos sobre el otro, si es que pertenecen al mismo mercado relevante. En última instancia, dos o más productos forman parte del mismo mercado relevante si se rechaza la exogeneidad para todos ellos.

Por último, Forni (2002) propone estudiar la estacionariedad del (logaritmo) del cociente del precio de los productos candidatos a pertenecer a un mismo mercado relevante. Para el objeto de estudio del trabajo, si una serie es no estacionaria entonces quiere decir que los shocks que recibe el precio de un producto pasan a ser permanentes y no hay arbitraje del otro producto que regrese la serie -que es el cociente de los precios de los bienes candidatos a pertenecer al mismo mercado relevante- a la media de largo plazo. Por tanto, si la serie del cociente de precios entre productos no es estacionario los productos no pueden pertenecer al mismo mercado

relevante, ya que no existe arbitraje posible entre los primeros que establezcan la sustituibilidad entre ellos. Es importante notar que la media de la serie no tiene que ser cero, ya que puede existir una distancia entre los productos -debido a diferenciación o costos de transporte- aún cuando exista arbitraje entre ellos. La forma en la que está planteado el test permite eliminar los elementos comunes a las series y, por tanto, reduce los errores de tipo II.

Sin embargo, Hosken and Taylor (2004) señalan que el test de raíz unitaria de precios propuesto por Forni (2002), utilizado sin un análisis detallado de las características del mercado, puede arrojar tanto errores de tipo II (que el test indique que dos productos integran el mismo mercado relevante cuando en realidad no) como de tipo I.<sup>16</sup> Para evitar estos errores, señalan, se requiere mucha información institucional sobre los mercados objeto de estudio y, por ello, los test son complementarios de la información cualitativa. Si esta información está disponible puede incorporarse a las series, que llaman series filtradas, y correr nuevamente el test. Otro problema de este test es que supone que la respuesta de los productos ante cambios en los precios es simétrica, y en mercados con bienes diferenciados ello no es así, aunque no señalan cual es el impacto que ello tiene sobre la determinación correcta del mercado relevante.<sup>17</sup> Además señalan todos los -conocidos- problemas de potencia en pequeñas muestras que tienen los test de raíces unitarias, que no se puede obviar en el análisis.

La crítica más dura a los test señalados es quizá la de Coe and Krause (2008). Los autores realizan un experimento en el cual crean el proceso generador de datos de los precios para dos productos sustitutos entre sí y otro no relacionado con los dos primeros. Concluyen que el único test que infiere correctamente la relación entre los mercados es el de correlación simple, mientras que los restantes tres test no diferencian significativamente entre los mercados de productos sustitutos y aquellos que no tienen relación entre sí.

---

<sup>16</sup>Para ello realizan un estudio del mercado de distribución del petróleo en los EE.UU. y comparan los resultados que se obtienen por este test con los conocidos por otros estudios más profundos.

<sup>17</sup>En particular, para el caso de mercados donde existe algunas marcas con nichos de mercado muy específico, el test supone que el arbitraje es igual para aquellos productos con una proporción importante de mercado que para aquellos con una cuota pequeña. En estos casos, es posible que el producto con gran cuota de mercado integre el mercado relevante de producto (sea sustituto) de aquel con cuota pequeña, pero no a la inversa.

Estos elementos llaman a aplicar en forma cuidadosa los test y, sobre todo, a la forma en la que se interpreten más que invalidarlos. Este autor no está en conocimiento de trabajos similares que estimen el error que se comete cuando se realizan estudios de elasticidades cruzadas entre bienes cuando la empresa posee posición dominante en el mercado, excepto las conclusiones obtenidas de la falacia del celofán. Como se señaló al inicio, no existe un test perfecto para delimitar mercados.<sup>18</sup>

### **3.1. Vinculando teoría y análisis empírico.**

En la literatura revisada, no existe una adecuada vinculación entre el análisis empírico y los enfoques teóricos de los mercados de la organización industrial. En particular, el análisis de cointegración y el de causalidad en el sentido de Granger permiten desarrollar este vínculo. La competencia en precios entre bienes diferenciados puede modelarse a través de diversos modelos, como el de Bertrand o el modelo de ciudad lineal (una exposición puede encontrarse en Shy (1996) páginas 135 y siguientes). Estos formalizan la estrategia competitiva de empresas en un mercado determinado que, dada la diferenciación de productos, puede ser más o menos amplia. La mecánica de resolución pasa por maximizar los beneficios de cada empresa en función del precio, lo que determina una función de reacción que establece la respuesta óptima de cada empresa al precio establecido por la o las restantes.

La dinámica del equilibrio no se recoge en estos modelos sencillos, ya que con la información disponible por los agentes y los supuestos de racionalidad en la toma de decisiones, los agentes toman la decisión óptima de una vez y para siempre. Lo que importa rescatar desde el punto de vista teórico es que estos modelos la competencia de dos empresas en un mercado se da a través de una función de reacción para cada una de ellas, donde el precio de la o las restantes es un argumento de la misma. Asimismo, aunque implícito en el análisis, existe un mecanismo de ajuste donde

---

<sup>18</sup>En particular Coate and Fischer (2007) (páginas 30 y 31) señalan, en el marco del análisis de fusiones, que "rechazar estas técnicas clásicas de definición del mercado relevante porque existen casos especiales en donde los modelos pueden generar resultados erróneos es establecer una regla muy alta para el análisis empírico. En la misma línea son los comentarios de Sherwin (1993) cuando señala que las críticas a estos test para fusiones, o sea cuando cambian las condiciones de mercado, se aplican a todos los análisis de datos (crítica de Lucas). En términos econométricos, para hacer análisis de fusiones se requiere que las variables sean super exógenas, lo que en la realidad es prácticamente imposible. (Ericsson et al. (1998))

cada empresa toma en consideración los precios de las restantes para ajustar los suyos y llegar al equilibrio del mercado.

Desde el punto de vista del análisis empírico, si los precios de dos productos están cointegrados entonces existe una relación de largo plazo entre ellos y ésta puede representarse a través de un mecanismo de corrección de error (MCE), que incorpora aquella más un término que ajusta los desequilibrio de corto plazo. Supongamos que los precios de dos bienes  $p_1$  y  $p_2$  presentan una relación de cointegración, la representación a través de un MCE es la siguiente:

$$\begin{cases} p_{1t} - p_{1t-1} = m_1 + \alpha_{11}(p_{1t-1} - \beta_{21}p_{2t-1}) + \varepsilon_{1t} \\ p_{2t} - p_{2t-1} = m_2 + \alpha_{21}(p_{1t-1} - \beta_{21}p_{2t-1}) + \varepsilon_{2t} \end{cases}$$

donde  $m_i$  es una constante,  $\alpha_{ij}$  es parámetro de ajuste de corto plazo cuando se produce un desequilibrio en la relación de largo plazo,  $\beta' = (1, -\beta_{21})$  es el vector de cointegración -relación de largo plazo- entre las variables y  $\varepsilon_{it}$  es un error estocástico estacionario, generalmente ruido blanco. La ecuación establece la forma en la que el mercado ajusta los precios al equilibrio de largo plazo entre ellos. Si  $\beta_{21} = 1$  entonces se cumple la ley de un solo precio, relativa o absoluta dependiendo de si  $m_1, m_2 \neq 0$  o  $m_1, m_2 = 0$ , y el equilibrio de largo plazo entre los precios es uno donde convergen a una diferencia estable entre ellos en el primer caso, o de igualdad de precios entre los productos en el segundo.

El vector de cointegración del MCE se puede asimilar a una función de reacción, ya que establece en equilibrio cómo reacciona el precio de cada uno de los productos a los precios fijados por las demás empresas. Asimismo, el MCE permite establecer la dinámica al equilibrio, o el ajuste de largo plazo entre las variables. Sin embargo, la función de reacción en los modelos tradicionales de competencia en precios de bienes diferenciados es una relación de equilibrio derivada de un proceso de maximización de utilidad para el consumidor -que permite obtener la demanda- y es el resultado de la maximización de beneficios de la empresa.

En estos modelos no existe desajuste entre las elecciones de precio de las empresas, dado que se supone racionalidad y el resultado de equilibrio de Nash implica que las empresas alcanzan el valor óptimo en el juego. Ello implica que no hay rezagos

de ninguno de los precios en la función de reacción, ya que *la función de reacción es la reacción óptima para la empresa*, no hay ajuste ni proceso de aprendizaje. Sin embargo, existen algunos modelos más complejos que incorporan dinámica en el análisis de ajuste, véase Eberwein and To (1998).

Por otra parte, la causalidad en el sentido de Granger permite determinar la forma en la que los valores pasados de una variable, en este caso el precio de un producto, ayuda a explicar o predecir el valor actual de la otra. En particular, si los valores pasados de una variable mejoran la explicación o no de la otra, en relación con los valores pasados de la primera.

Una interpretación económica conjunta de cointegración y causalidad en el sentido de Granger es de la siguiente forma. La cointegración de dos variables implica que existe una tendencia estocástica común a las dos y una relación de largo plazo entre ellas que opera como mecanismo de transmisión entre los precios de los productos de esta tendencia. Sin embargo, para que la competencia en el mercado sea efectiva, esto es que ambos productores sean competidores en el mismo mercado, debe existir una doble causalidad de Granger entre los productos. Si sólo existiera una causalidad en el sentido de Granger, entonces existe una tendencia común entre las variables, que probablemente tenga origen en uno de los productos y la relación de largo plazo transmite estos efectos hacia el otro mercado. Sin embargo, es dudoso pensar que ambos son competidores en el mercado, en la medida en que el equilibrio de la función de reacción es hacia un solo lado.

Supongamos un ejemplo sencillo para ejemplificar esta situación. Una empresa monopólica en un mercado que vende un producto transable se enfrenta a una potencial competencia del exterior, pero está protegida por un arancel. Supongamos que el precio del producto extranjero con el arancel puesto para la distribución en el territorio nacional es de  $p^e$ , entonces la empresa nacional fija el precio de forma de que los productores del exterior no tengan interés en competir en su mercado:  $p^n = p^e - \varepsilon$ . En ese caso, si uno estudia las series de precios entre los productos éstas deberían estar cointegradas, reflejando en primera instancia un mercado único entre los productos, debido a que la empresa nacional toma en consideración el precio del producto en el exterior para fijar su precio y, de esa forma, dejar afuera a los competidores. Sin embargo, la causalidad en el sentido de Granger demostrará que

la empresa nacional reacciona a los precios de los productos importados, mientras que el recíproco no se cumpliría. Ello porque, debido a la estrategia de la empresa nacional, los productores externos no toman en consideración ese mercado, mientras que el productor nacional sí. En este caso, es difícil pensar que el mercado relevante debe incluir al mercado externo.

#### 4. APLICACIÓN: EL MERCADO DE LA CERVEZA

El objetivo de esta sección es aplicar todos los test señalados a los mercados de la cerveza, el vino y los refrescos en Uruguay, para delimitar el mercado relevante de la cerveza. A la luz de las dificultades señaladas en la sección anterior, se entiende que la aplicación sistemática de los test de precios puede complementar distintas ópticas que, en conjunto, sirvan para dar una visión integrada del mercado y su operativa.

En Uruguay existe una gran empresa productora de cerveza que posee aproximadamente el 96 % del mercado, producto de la fusión en el exterior de las empresas que poseían a las tres grandes productoras locales, mientras que el restante 4 % son bebida importada y productores nacionales pequeños. El consumo de cerveza es altamente estacional, concentrándose en los meses de verano (diciembre, enero y febrero), y descendiendo fuertemente en invierno. Asimismo, el consumo anual de la bebida ha sufrido una fuerte caída producto de la crisis del 2002, de la que ha comenzado a recuperarse en los últimos dos años. El mercado del vino es bastante diferente, ya que está más atomizado (INAVI cita 268 bodegas elaboradoras para el año 2007) y donde la producción local alcanza el 97 % del consumo total del producto. Si bien el consumo ha descendido, este se encuentra en valores estables que rondan los 85 millones de litros para el año 2007.<sup>19</sup> No se dispone de información sobre el mercado de los refrescos.

En el marco de una reciente investigación por supuesto abuso de posición dominante, se utilizaron test de precios para determinar el mercado relevante de la cerveza. En particular, se busca determinar si el vino o los refrescos, como posibles sustitutos, limitan la capacidad de fijar precios de la cerveza. Aquí se presenta una revisión y ampliación de este trabajo, siguiendo las metodologías expresadas en el

---

<sup>19</sup>Fuente: [www.inavi.com.uy](http://www.inavi.com.uy)

capítulo anterior.<sup>20</sup> Los datos se obtuvieron del sitio web del INE (archivo: IPC 5 gral rubagsubarfa M[1].xls)<sup>21</sup> que releva el índice de artículos componentes del Índice de Precios al Consumo (IPC) para el período marzo 1997 a mayo de 2008. Las variables utilizadas fueron todas a nivel de artículo, tomadas del Rubro Alimentos y Bebidas, agrupación Bebidas, subrubro Bebidas no Alcohólicas y Bebidas Alcohólicas. Los artículos considerados son: Refresco, Cerveza y Vino. Todos los índices se transformaron a logaritmos naturales, de forma de eliminar el componente de escala asociados a éstos. Por último, todos los estudios se realizaron con los programas Gretl y JMulti.<sup>22</sup> En adelante se referirá a variables o series indistintamente como las series de los índices de precios de cada producto.

Corresponde aclarar que el período de estudio -marzo 1997 a mayo 2008- no es sólo extenso, sino también de alta inflación en nuestro país en comparación a los estándares internacionales. Por ello, y por los problemas reseñados de los test, se presentará la información tanto en precios como deflactados por el IPC, ya que muchos de ellos pueden estar recogiendo en la relación la inercia inflacionaria del período y no la existente entre las variables. En los trabajos reseñados, principalmente aplicados en EE.UU. y Europa se utilizan las series de precio en un contexto de inflación mucho menor, además de que los períodos de tiempo son también menores a los de este estudio. Todas las series fueron convertidas a logaritmos.

#### **4.1. Orden de integración.**

El primer paso para determinar el mercado relevante a través de test de precios es determinar el orden de integración de las series, ya que una condición necesaria para que los productos lo integren es que sean integradas del mismo orden. Se presenta primero un cuadro con las series en niveles en logaritmos y en primeras diferencias de los logaritmos, y luego otro con las mismas series pero deflactadas.

---

<sup>20</sup>En esta parte se siguió a Haldrup (2003).

<sup>21</sup>Disponible en <http://www.ine.gub.uy/banco%20de%20datos/ipc/IPC%205%20gral%20rubagsubarfa%20M.xls>, acceso 9 de junio de 2008.

<sup>22</sup>Gretl disponible en [http://gretl.sourceforge.net/win32/index\\_es.html](http://gretl.sourceforge.net/win32/index_es.html), y Jmulti en <http://www.jmulti.com/download.html>

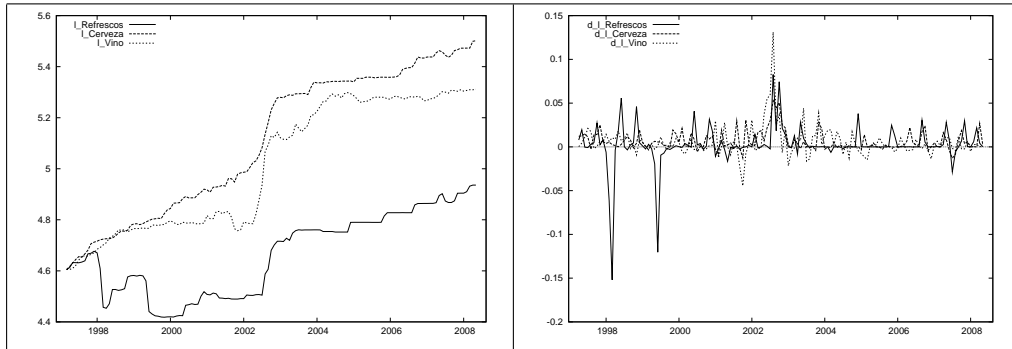


FIGURA 4.1. Series en logaritmos y en diferencias de logaritmos.

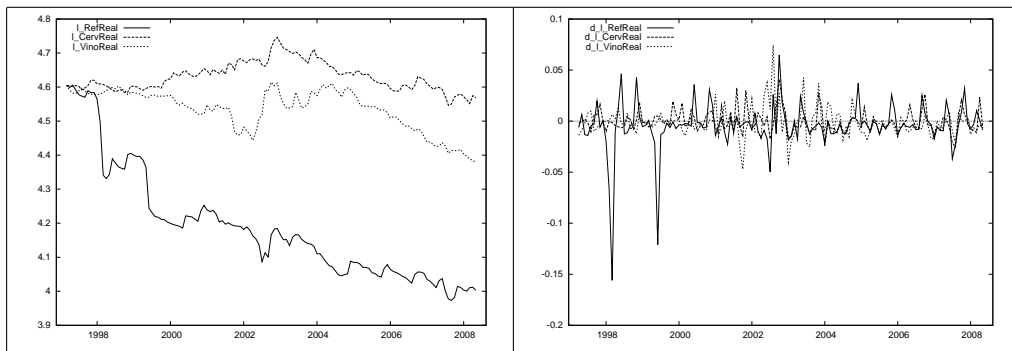


FIGURA 4.2. Series deflactadas en logaritmos y en diferencias de logaritmos.

El gráfico de las series en niveles muestra que el precio del vino y de la cerveza tiene una tendencia creciente, con un cambio brusco a fines del año 2002, mientras que la de refrescos tiene una tendencia menos definida con varios descensos abruptos al inicio del período, un salto hacia fines de 2002 y posteriores aumentos en forma de escalones. Las series deflactadas presentan un panorama bien diferente; mientras la cerveza y el vino tienen un comportamiento similar al comienzo del período, presentan un nuevo incremento brusco hacia fines de 2002 para iniciar una lenta tendencia descendente que se acentúa para el caso del vino. Los refrescos muestran una clara tendencia decreciente en el nivel real de precios a lo largo de todo el período.

Las series tanto en niveles como deflactadas, presentan un fuerte componente inercial, reflejado en una importante autocorrelación entre los logaritmos de los índices de precios de los productos tanto en niveles como deflactados. Este importante componente inercial indicaría la posible presencia de raíces unitarias en las series. A

continuación se presenta dos cuadros con los autocorrelogramas de las series tanto en niveles como deflactadas.

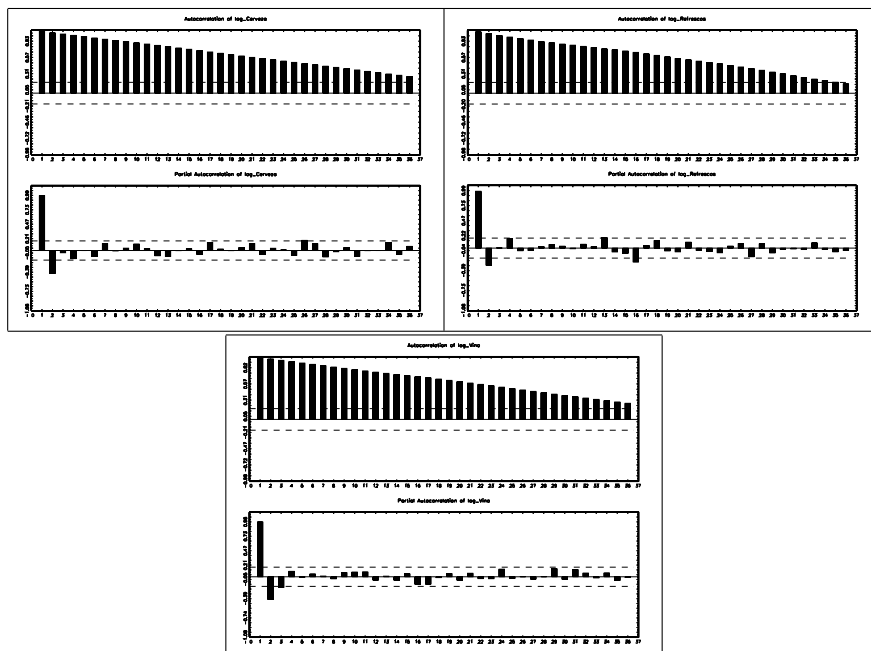


FIGURA 4.3. Autocorrelación de las series en niveles.

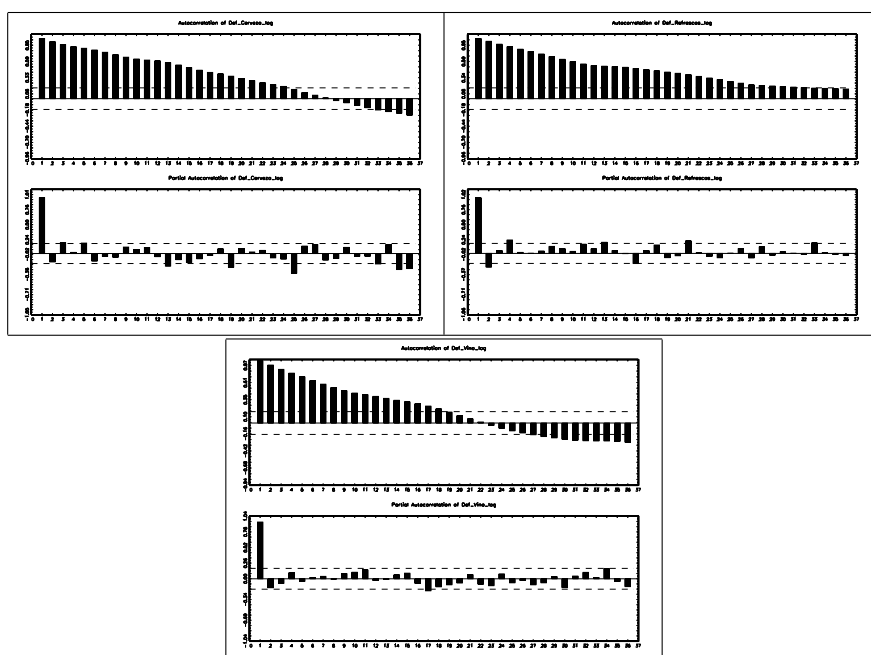


FIGURA 4.4. Autocorrelación de las series deflactadas.

Para cada serie se realizaron tres test de raíces unitarias: i- el test de ADF ( $H_0$ : la serie tiene una raíz unitaria); ii- el test KPSS ( $H_0$ : la serie es estacionaria); iii- test de raíces unitarias con cambio estructural ( $H_0$ : la serie tiene una raíz unitaria). Los motivos para la elección de estos test son los siguientes. En primer lugar, los test de raíces unitarias tienen problemas de potencia en muestras pequeñas, como es el caso. Por ello, se trabajó con las dos hipótesis nulas (estacionariedad, no estacionariedad) de forma de limitar el sesgo de los test, véase Forni (2002). En segundo lugar, el test ADF con cambio estructural se utilizó de forma de evitar los problemas de que el test de ADF tienda a no rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria por efecto de un cambio estructural de la serie, tal como señala Enders (1995) páginas 243 y siguientes, como es el caso, en mayor o menor grado, de todas las series analizadas.

Los criterios para interpretar los resultados de los test son los señalados en Enders (1995); se estudiaron los test de raíces unitarias con constante y tendencia, con constante y sin constante ni tendencia. Para el caso del ADF y el ADF con cambio estructural, si no se rechaza la hipótesis nula (integración de orden 1) en los tres test, entonces no se rechazó la hipótesis de que la serie fuera  $I(1)$ . Para el test ADF y ADF con cambio estructural se utilizó el criterio de información de Akaike (AIC) para determinar el número de rezagos óptimos para el test.

El test KPSS, tal como señala Haldrup (2003), es muy sensible a la inclusión de los rezagos, por lo que utilizando un criterio conservador, se eligieron 12 rezagos para realizar todos los test. En efecto, a mayor número de rezagos el valor del coeficiente es menor y, por tanto, más cercano a la zona de no rechazo de la hipótesis nula. Si bien lo correcto sería probar con distinto número de rezagos, se entendió que si se rechazaba estacionariedad en el peor escenario, con el mayor número de rezagos y por ello más improbable, también se rechaza en un escenario más conservador con un número menor. Para este test, se rechazó la hipótesis nula (estacionariedad) si se rechazaba alguna de las especificaciones. En el anexo se presentan todas las salidas de los test obtenidas con el programa JMulti, donde los resultados están agrupados según la sección a la que corresponden en este trabajo.

De los test realizados a las series tanto en niveles como deflactadas por IPC, no se puede rechazar que éstas sean todas integradas de orden 1. Los resultados se resumen a continuación.<sup>23</sup>

CUADRO 1. Resultado de los test de raíz unitaria a las series en niveles.

Serie/Test	ADF	KPSS	ADFc/c estructural
Cerveza	no estacionaria*	no estacionaria**	no estacionaria*
Vino	no estacionaria*	no estacionaria*	no estacionaria*
Refrescos	no estacionaria*	no estacionaria**	no estacionaria*

Significación: \*\*\* al 1 %, \*\* al 5 %, \* al 10 %.

CUADRO 3. Resultado de los test de raíz unitaria a las series deflactadas por IPC.

Serie/Test	ADF	KPSS	ADFc/c estructural
Cerveza	no estacionaria*	no estacionaria***	no estacionaria*
Vino	no estacionaria*	no estacionaria**	no estacionaria**
Refrescos	no estacionaria***	no estacionaria**	no estacionaria*

Significación: \*\*\* al 1 %, \*\* al 5 %, \* al 10 %.

#### 4.2. Correlaciones.

Siguiendo la metodología descrita, en primer lugar se presentan las correlaciones contemporáneas de precios para las variables definidas, tanto de sus logaritmos, como de las primeras diferencias de los logaritmos.

CUADRO 5. Correlación entre las variables en logaritmos.

Coefficientes de correlación, usando las observaciones 1997:03 - 2008:05  
valor crítico al 5 % (a dos colas) = 0,1690 para n = 135

1_ Refrescos	1_ Cerveza	1_ Vino	
1,0000	0,8450	0,8705	1_ Refrescos
	1,0000	0,9806	1_ Cerveza
		1,0000	1_ Vino

<sup>23</sup>Como los test ADF y ADF c/c estructural son test de no rechazo, la significación se establece a la inversa del KPSS, el mejor escenario está dado si no se rechaza al 10 % que es la cota más laxa.

CUADRO 6. Correlación entre las variables en diferencias de logaritmos.

Coefficientes de correlación, usando las observaciones 1997:03 - 2008:05  
(se ignoraron los valores perdidos)

valor crítico al 5 % (a dos colas) = 0,1690 para n = 135

d_l_Refrescos	d_l_Cerveza	d_l_Vino	
1,0000	0,2917	0,1987	d_l_Refrescos
	1,0000	0,4605	d_l_Cerveza
		1,0000	d_l_Vino

Las correlaciones contemporáneas entre los índices de precios de las variables en logaritmos son altas y todas significativas, principalmente entre la cerveza y el vino (0.98). La correlación de los refrescos con el vino y la cerveza es menor, aunque importante. Respecto de las correlaciones en diferencias, que reflejan el grado de relación lineal entre las tasas de cambio de los precios de los productos, éstas son mucho más bajas; en todos los casos menor a 0,5. Dado que esta correlación puede estar reflejando el componente inflacionario del período, se presenta a continuación la correlación contemporánea entre los logaritmos de los índices de precios de las series deflactadas.

CUADRO 7. Correlación entre las variables deflactadas en logaritmos.

Coefficientes de correlación, usando las observaciones 1997:03 - 2008:05

valor crítico al 5 % (a dos colas) = 0,1690 para n = 135

l_RefReal	l_CervReal	l_VinoReal	
1,0000	-0,0860	0,5545	l_RefReal
	1,0000	0,3392	l_CervReal
		1,0000	l_VinoReal

Como se puede apreciar, la correlación desciende ahora fuertemente. En primer lugar, los coeficientes de correlación entre las variables son relativamente bajos; la correlación contemporánea entre la cerveza y el vino es 0,34 menor aún que la correlación contemporánea entre el vino y los refrescos 0,55. En segundo lugar, la correlación contemporánea entre la cerveza y los refrescos no es significativa. Estos valores indicarían una correlación contemporánea muy baja entre las variables. Asimismo, son una señal de que el componente de inercia inflacionaria puede ser muy fuerte en el período.

Para las variables deflactadas en diferencias las correlaciones son las siguientes.

CUADRO 8. Correlación entre las variables deflactadas en primeras diferencias de los logaritmos.

Coefficientes de correlación, usando las observaciones 1997:03 - 2008:05  
(se ignoraron los valores perdidos)  
valor crítico al 5 % (a dos colas) = 0,1690 para n = 135

d_l_RefReal	d_l_CervReal	d_l_VinoReal	
1,0000	0,2685	0,0747	d_l_RefReal
	1,0000	0,2417	d_l_CervReal
		1,0000	d_l_VinoReal

Ahora no es significativo el coeficiente de correlación contemporáneo entre la tasa de cambio de las series de precios deflactadas de vino y refresco, mientras que los valores de los restantes coeficientes rondan 0,25. A vía de comparación, Stigler and Sherwin (1985) encuentran correlaciones contemporáneas para las diferencias de los logaritmos de los precios mensuales de la harina para cuatro ciudades de EE.UU. de, como mínimo, 0,773. Las correlaciones contemporáneas entre los productos parecen muy bajas como para que éstos integren un mismo mercado tanto en conjunto como de a pares.

Como el coeficiente de correlación entre las variables puede no recoger adecuadamente la relación entre ellas cuando existe rezagos en el ajuste de las variables, se calcularon las correlaciones entre las variables deflactadas cerveza contemporánea contra refrescos y vino con hasta 6 períodos de rezago (las tablas se presentan en el anexo). Los resultados no alteran los obtenidos para la correlación contemporánea.

### 4.3. Cointegración.

El análisis de cointegración se presenta a dos niveles, tanto para las series en niveles como deflactadas por IPC.<sup>24</sup> En un primer lugar, se estudiará la existencia de una tendencia común para las tres series en conjunto, para luego determinar si existe una tendencia común entre ellas de a pares. El test utilizado será el de cointegración de Johansen y para todos los casos se estudiará sólo con constante. Como señala Haldrup (2003) (página 48), incorporar una tendencia en el test implicaría que el vector de cointegración tiene tendencia, lo que para el análisis económico implicaría

<sup>24</sup>El IPC no es débilmente exógeno para la estimación de los parámetros, como es de esperar.

que las diferencias de precios tenderían a crecer con el tiempo, lo que no tiene sentido en este caso.

#### 1. Para las series en niveles

- Las tres series en conjunto. El análisis establece que no existiría ninguna relación de largo plazo entre los tres productos, ya que cada serie tiene su sendero propio.
- Series de a pares.
  - Cerveza-vino. Existiría una relación de cointegración y, por tanto, una tendencia estocástica común para ambas series.
  - Cerveza-refrescos. Existiría una relación de cointegración y, por tanto, una tendencia estocástica común para ambas series.
  - Vino-refrescos. Existiría una relación de cointegración si se considera el cambio estructural.
- El análisis general, que contiene un conjunto mayor de información, parece contradictorio con los estudios de a pares. Mientras que en el primero no se encuentra tendencia común, en los análisis individuales aparece siempre una relación de cointegración. Este segundo resultado podría estar explicado por la alta correlación entre las variables en niveles, tal como surge del análisis de la sección anterior.

#### 2. Series deflactadas.

- Las tres series en conjunto. Las series tendría cada una su tendencia propia, ya que no se encuentra vector de cointegración entre las variables.
- Series de a pares
  - Cerveza-vino. Existiría una tendencia común sólo si se incorporan cambios estructurales a las series.
  - Cerveza-refrescos. Igual que en el caso anterior.
  - Vino-refrescos. No hay relación de cointegración entre las variables.
- De nuevo los resultados no parecen coherentes, sin embargo ahora la problemática parece estar inducida por la incorporación (o no) del cambio estructural. Leybourne and Newbold (2003) señalan que si existe cambio estructural, como es claro en las series, al menos para la cerveza y el

vino, no incorporarlo conduce a concluir cointegración cuando en realidad esta no existe, esto es a encontrar relaciones espúreas. Sin embargo, Cook (2004) señala que los test que incorporan cambio estructural tienden a rechazar con más frecuencia la hipótesis de no cointegración, que aquellos que no incorporan estos cambios. Los resultados con cambios podrían entonces ser una manifestación de esta problemática en pequeñas muestras del test. La conclusión más adecuada entonces, es que las series no tienen tendencia común ni en conjunto ni de a pares.

Los resultados obtenidos requieren una interpretación en conjunto. En efecto, tanto en las series en niveles como deflactadas los tres productos tendrían cada uno su sendero. Sin embargo, cuando se analizan de a pares las conclusiones cambian, ya que en las series en niveles aparecería una relación de cointegración para cada una de ellas, mientras que en las series deflactadas no. Una interpretación tentativa, sería que los test de a pares tienen problemas para rechazar la nula de no cointegración dada la alta correlación entre las variables. Asimismo, esta alta correlación estaría dada por la tendencia general de la inflación en el período, al desaparecer la relación entre las variables al ser deflactadas.

#### 4.4. Test de raíces unitarias al cociente de las series.

El último test realizado es uno de raíces unitarias al logaritmo del cociente de las series en niveles, ya que éste elimina el componente inercial inflacionario. Los cocientes definidos fueron cerveza sobre refrescos, cerveza sobre vino y vino sobre refrescos. Los gráficos de las series son los siguientes.

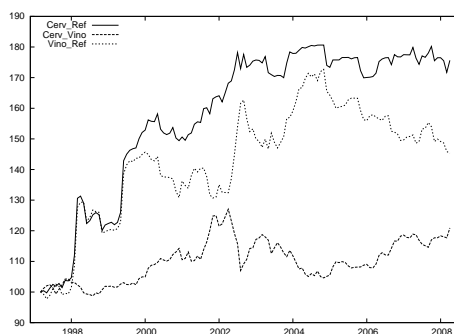


FIGURA 4.5. Gráfico de las series.

A continuación se presenta el correlograma contemporáneo y correlograma parcial contemporáneo de cada serie.

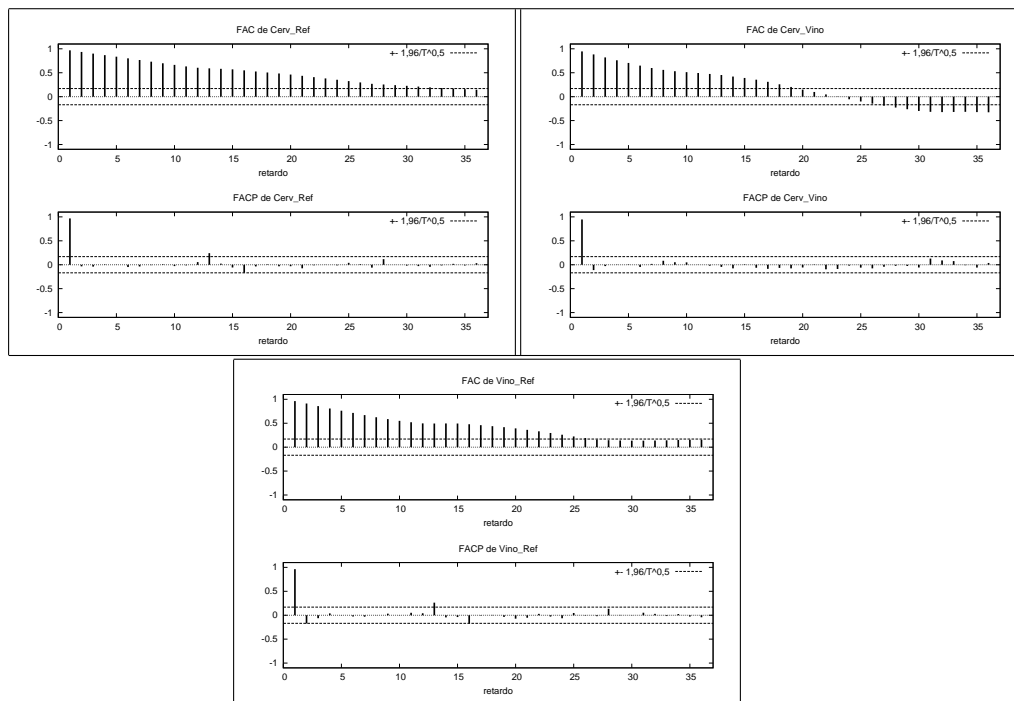


FIGURA 4.6. Correlograma y correlograma parcial del cociente de las series.

Los correlogramas son indicativos de que las series no serían estacionarias, pero resta realizar los test de raíces unitarias de forma de confirmar la estacionariedad o no del cociente de las series. Los resultados se resumen en el siguiente cuadro donde se presenta para cada serie el resultado obtenido respecto a la no estacionariedad de la serie.<sup>25</sup>

CUADRO 9. Resultado de los test de raíz unitaria a los cocientes de las series.

Serie/Test	ADF	KPSS	RUC/c estructural
Cerv/Ref	no estacionaria*	no estacionaria***	no estacionaria*
Cerv/Vino	no estacionaria*	no estacionaria**	no estacionaria*
Vino/Ref	no estacionaria*	no estacionaria**	no estacionaria*

Significación: \*\*\* al 1 %, \*\* al 5 %, \* al 10 %.

<sup>25</sup>Cómo los test ADF y ADF c/c estructural son test de no rechazo, la significación se establece a la inversa del KPSS, donde la mayor potencia está dada si no se rechaza al 10 % que es la cota más laxa.

Los resultados de estos test indicarían que todos los productos conforman mercados relevantes diferentes, según lo establecido por Forni (2002).

#### **4.5. Resumen de los resultados obtenidos.**

Se han aplicado los test definidos en la 3 a los productos cerveza, refrescos y vino, con el objetivo de delimitar el mercado relevante de la cerveza. Los resultados obtenidos indican, en primer lugar, que se debe trabajar con las series de precios deflactadas. En efecto, las series de los logaritmos de precios de los productos señalan una importante correlación temporal, definida a través del coeficiente de correlación entre las series, y la existencia de cointegración entre ellas ofrece resultados contradictorios. Sin embargo, cuando se trabaja con las series deflactadas la correlación contemporánea disminuye significativamente, tanto en niveles como en diferencias, y la evidencia de cointegración entre las tres series desaparece.

Por último, se estudió la estacionariedad del cociente de las series vino-cerveza y refresco-cerveza, descartándose la misma. El resultado de este test es relevante en la medida en que en los anteriores se trabajó con las series deflactadas por IPC, debido a los problemas de regresión espúrea de las series originales, mientras que en el test de estacionariedad de los cocientes de las series no incorpora elementos extraños al análisis, pero permite eliminar el efecto espúreo.

En conjunto, los test son coincidentes en señalar que la cerveza es un producto distinto del vino y los refrescos y es un mercado relevante en sí mismo para el análisis de defensa de la competencia.

## 5. CONCLUSIONES

Existen evidentes dificultades técnicas para definir mercados relevantes en casos de abuso de posición dominante utilizando tanto análisis estructural como test de precios, más aún en economías pequeñas con mercados altamente concentrados y con importantes limitaciones para obtener y procesar la voluminosa información necesaria para ellos.<sup>26</sup> En este marco, los test de precios son una herramienta más para delimitar los mercados donde operan empresas bajo investigación por prácticas anticompetitivas. Su interpretación debe tomarse con cautela y en el marco de

---

<sup>26</sup>Corresponde señalar que estas limitaciones no hacen al órgano de aplicación, ya que en la mayoría de los casos las empresas no tienen disponible la información en la cantidad (periodicidad, desagregación) y calidad necesaria para realizar el análisis.

un conjunto mayor de información sobre el mercado objeto de estudio, fundamentalmente cualitativa.

A pesar de los problemas teóricos para su utilización, se entiende que son una herramienta válida en el contexto de un conjunto de herramientas imperfectas. Su sencillez, los -en principio- mínimos requerimientos de información para su ejecución, la posibilidad de utilizar información disponible públicamente y, por tanto, replicable, y la prudente interpretación de sus resultados, hacen de los test de precios una herramienta importante para la definición de mercados relevantes.

El trabajo presentó los principales instrumentos para delimitar los mercados relevantes en defensa de la competencia. Se discutió sus alcances y limitaciones, y se aplicó en forma sistemática tres de los cuatro test de precios que recoge la literatura para la delimitación del mercado de la cerveza. En conjunto, el análisis presentaría evidencia que lleva a circunscribir a la cerveza como un mercado relevante en sí mismo.

#### REFERENCIAS

- Church, J. and Ware, R. (2000). *Industrial Organization: A Strategic Approach*, McGraw-Hill.
- Coate, M. B. and Fischer, J. H. (2007). A practical guide to the hypothetical monopolist test for market definition, *Working paper series*, Federal Trade Commission.
- Coe, P. J. and Krause, D. (2008). An analysis of price-based test of antitrust market delineation, *Journal of Competition Law and Economics* p. nhn008.
- Cook, S. (2004). Spurious rejection by cointegration tests incorporating structural change in the cointegrating relationship, *Applied Economics Letters* **11**(14): 879–884.
- 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, *Enterprise Paper 15*, UE Commission, DG Enterprise.
- Eberwein, C. and To, T. (1998). Dynamic price adjustment under imperfect competition, *Technical report*.

- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*, Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics, Wiley.
- Ericsson, N. R., Hendry, D. F. and Mizon, G. E. (1998). Exogeneity, cointegration, and economic policy analysis, *International Finance Discussion Papers 616*, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- Forni, M. (2002). Using stationarity tests in antitrust market definition, *CEPR Discussion Papers 3236*, C.E.P.R. Discussion Papers.
- Froeb, L. M. and Werden, G. J. (1993). Correlation, causality, and all that jazz: The inherent shortcomings of price tests for antitrust market delineation, *Review of Industrial Organization* **8**: 329–353.
- Geroski, P. and Griffith, R. (2003). Identifying anti-trust markets, *IFS Working Papers W03/01*, Institute for Fiscal Studies.
- Haldrup, N. (2003). Empirical analysis of price data in the delineation of the relevant geographical market in competition analysis, *Working Paper Series 2003-09*, University of Aarhus, Economics Working Paper.
- Haldrup, N., Mollgaard, H. P. and Nielsen, C. K. (2005). Sequential versus simultaneous market delineation: The relevant antitrust market for salmon, *Working Paper Series 05-02*, CCP Working Paper.
- Hausman, J., Leonard, G. and Zona, J. D. (1994). Competitive analysis with differentiated products, *Annales D'Économie et de Statistique* (34): 159–180.
- Hosken, D. and Taylor, C. T. (2004). Discussion of using stationarity tests in antitrust market definition", *American Law and Economics Review* **6**(2): 465–475.
- Leybourne, S. J. and Newbold, P. (2003). Spurious rejections by cointegration tests induced by structural breaks, *Applied Economics* (35): 1117–1121.
- McNew, K. P. and Fackler, P. L. (1997). Testing market equilibrium: Is cointegration informative?, *Journal of Agricultural and Resource Economics* **22**(2): 191–207.
- Motta, M. (2004). *Competition Policy: Theory and Practice*, Cambridge University Press.
- Nevo, A. (2000). Mergers with differentiated products: The case of the ready-to-eat cereal industry, *RAND Journal of Economics* **31**(3): 395–421.

- Nevo, A. (2001). Measuring market power in the ready-to-eat cereal industry, *Econometrica* **69**(2): 307–42.
- Sherwin, R. A. (1993). Comments on werden and froeb - correlation, causality, and all that jazz, *Review of Industrial Organization* **8**: 355–358.
- Shroeder, T. C. (1997). Fed cattle satial transactions price relationships, *Jornal of Agricultural and Applied Economics* **29**(2): 347–362.
- Shy, O. (1996). *Industrial Organization: Theory and Applications*, The MIT Press.
- Slade, M. E. (1986). Exogeneity test of market boundaries applied to petroleum products, *The Journal of Industrial Economics* **XXXIV**(3): 291–303.
- Stigler, G. J. and Sherwin, R. A. (1985). The extent of the market, *Journal of Law & Economics* **28**(3): 555–85.
- U.S. Department of Justice y Federal Trade Commission (1997). Horizontal merger guidelines, *Technical report*.
- Werden, G. (2000). Market delineation under the merger guidelines: Monopoly cases and alternative approaches, *Review of Industrial Organization* **16**(2): 211–218.
- White, L. (2005). Market definition in monopoly cases: A paradigm is missing, *Working Papers 05-18*, New York University, Leonard N. Stern School of Business, Department of Economics.

## ANEXO 1: CERVEZA

### Sección 4.1

#### Test de raíz unitaria de las series en niveles

##### - Cerveza

\*\*\* Wed, 16 Jul 2008 13:25:49 \*\*\*

ADF Test for series: log\_Cerveza  
sample range: [1997 M7, 2008 M5], T = 131  
lagged differences: 3

intercept, time trend  
asymptotic critical values  
reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993),  
"Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table  
20.1,

Oxford University Press, London  
1% 5% 10%

-3.96 -3.41 -3.13

value of test statistic: -1.6626

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
x(-1)	-0.0240	-1.6626
dx(-1)	0.3924	4.4606
dx(-2)	-0.0062	-0.0638
dx(-3)	0.1714	1.8765
constant	0.1255	1.7053
trend	0.0002	1.4844
RSS	0.0128	

#### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1.  
differences):

Akaike Info Criterion: 3  
Final Prediction Error: 3  
Hannan-Quinn Criterion: 1  
Schwarz Criterion: 1

#### PORTMANTEAU TEST with 12 lags

Portmanteau: 5.7176  
p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.9296  
Ljung & Box: 6.1629  
p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.9076

#### No rechazo raíz unitaria

\*\*\* Wed, 16 Jul 2008 13:27:09 \*\*\*

ADF Test for series: log\_Cerveza  
sample range: [1997 M5, 2008 M5], T = 133

lagged differences: 1  
intercept, no time trend  
asymptotic critical values  
reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993),  
"Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table  
20.1,

Oxford University Press, London  
1% 5% 10%

-3.43 -2.86 -2.57

value of test statistic: -1.1927

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
x(-1)	-0.0038	-1.1927
dx(-1)	0.4090	5.1395
constant	0.0231	1.4276
RSS	0.0133	

#### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1.  
differences):

Akaike Info Criterion: 1  
Final Prediction Error: 1  
Hannan-Quinn Criterion: 1  
Schwarz Criterion: 1

#### PORTMANTEAU TEST with 12 lags

Portmanteau: 8.6266  
p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.7345  
Ljung & Box: 9.1974  
p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.6860

#### No rechazo raíz unitaria

\*\*\* Wed, 16 Jul 2008 13:27:50 \*\*\*

ADF Test for series: log\_Cerveza  
sample range: [1997 M5, 2008 M5], T = 133  
lagged differences: 1

no intercept, no time trend

asymptotic critical values

reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993),  
"Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table  
20.1,

Oxford University Press, London  
1% 5% 10%

-2.56 -1.94 -1.62

value of test statistic: 3.6432

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
x(-1)	0.0007	3.6432

## ANEXO 1: CERVEZA

dx(-1)      0.4238      5.3499  
 RSS            0.0135

### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range:                    [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion:      1  
 Final Prediction Error:      1  
 Hannan-Quinn Criterion:    1  
 Schwarz Criterion:            1

### PORTMANTEAU TEST with 12 lags

Portmanteau:                  8.7834  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>):              0.7213  
 Ljung & Box:                  9.3535  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>):              0.6725

### No rechazo raíz unitaria

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 03:13:50 \*\*\*

#### KPSS test for series: 1\_Cerveza

sample range:                  [1997 M3, 2008 M5], T = 135

number of lags:                12

KPSS test based on  $y(t)=a+bt+e(t)$  (trend stationarity)

asymptotic critical values:

10%	5%	1%
0.119	0.146	0.216

value of test statistic: 0.1622

reference: reprinted from JOURNAL OF ECONOMETRICS,

Vol 54, No 1, 1992, pp 159-178, Kwiatkowski et al:

"Testing the null hypothesis of stationarity ...",

with permission from Elsevier Science

### Rechazo estacionariedad al 5%

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 03:13:48 \*\*\*

#### KPSS test for series: 1\_Cerveza

sample range:                  [1997 M3, 2008 M5], T = 135

number of lags:                12

KPSS test based on  $y(t)=a+e(t)$  (level stationarity)

asymptotic critical values:

10%	5%	1%
0.347	0.463	0.739

value of test statistic: 1.1153

reference: reprinted from JOURNAL OF ECONOMETRICS,

Vol 54, No 1, 1992, pp 159-178, Kwiatkowski et al:

"Testing the null hypothesis of stationarity ...",

with permission from Elsevier Science

### Rechazo estacionariedad

\*\*\* Wed, 25 Jun 2008 03:25:50 \*\*\*

#### Break date search for series: 1\_Cerveza

sample range:                    [1998 M4, 2008 M5], T = 122

searched range:                  [1999 M4, 2008 M3], T = 108

number of lags (1st diff):      12

suggested break date:          2002 M10

\*\*\* Wed, 16 Jul 2008 13:37:47 \*\*\*

#### UR Test with structural break for series: log\_Cerveza

sample range:                    [1997 M7, 2008 M5], T = 131

number of lags (1st diff):      3

value of test statistic:          -1.6997

used break date:                  2002 M10

shiftfunction:                    shift dummy

time trend included

critical values (Lanne et al. 2002):

T	1%	5%	10%
1000	-3.55	-3.03	-2.76

#### regression results:

variable	coefficient	t-statistic
d(trend)	0.0065	0.6778
d(const)	4.5955	5545.4921
d(shiftfkt)	0.0295	35.5665
dx(-1)	0.3614	4.2917
dx(-2)	-0.0931	-1.0410
dx(-3)	0.2065	2.4516

### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range:                    [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion:      3

Final Prediction Error:      3

Hannan-Quinn Criterion:    1

Schwarz Criterion:            1

### PORTMANTEAU TEST with 12 lags

Portmanteau:                  11.3978  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>):              0.4952  
 Ljung & Box:                  12.3534  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>):              0.4177

### No rechazo raíz unitaria

\*\*\* Wed, 25 Jun 2008 03:26:28 \*\*\*

#### UR Test with structural break for series: 1\_Cerveza

sample range:                    [1997 M7, 2008 M5], T = 131

## ANEXO 1: CERVEZA

number of lags (1st diff): 3  
 value of test statistic: -1.0286  
 used break date: 2002 M10  
 shiftfunction: shift dummy  
 critical values (Lanne et al. 2002):

T	1%	5%	10%
1000	-3.48	-2.88	-2.58

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
d(const)	4.5959	5370.5861
d(shiftfkt)	0.0270	31.5334
dx(-1)	0.4544	5.5112
dx(-2)	-0.0386	-0.4232
dx(-3)	0.2870	3.4812

OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion: 3  
 Final Prediction Error: 3  
 Hannan-Quinn Criterion: 1  
 Schwarz Criterion: 1

PORTMANTEAU TEST with 12 lags

Portmanteau: 11.4389  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.4917  
 Ljung & Box: 12.4061  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.4136

**No rechazo raíz unitaria**

– **Vino**

\*\*\* Wed, 16 Jul 2008 13:40:14 \*\*\*

ADF Test for series: log\_Vino  
 sample range: [1997 M6, 2008 M5], T = 132  
 lagged differences: 2

intercept, time trend  
 asymptotic critical values

reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993), "Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table 20.1,

Oxford University Press, London

1%	5%	10%
-3.96	-3.41	-3.13

value of test statistic: -2.0478

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
x(-1)	-0.0341	-2.0478
dx(-1)	0.3387	3.9438
dx(-2)	0.2188	2.5110
constant	0.1737	2.0781
trend	0.0002	1.7410
RSS	0.0314	

OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion: 2  
 Final Prediction Error: 2  
 Hannan-Quinn Criterion: 2  
 Schwarz Criterion: 2

PORTMANTEAU TEST with 12 lags

Portmanteau: 3.5107  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.9907  
 Ljung & Box: 3.7823  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.9871

**No rechazo raíz unitaria**

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 03:16:31 \*\*\*

ADF Test for series: l\_Vino  
 sample range: [1997 M6, 2008 M5], T = 132  
 lagged differences: 2

intercept, no time trend  
 asymptotic critical values

reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993), "Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table 20.1,

## ANEXO 1: CERVEZA

Oxford University Press, London

1% 5% 10%

-3.43 -2.86 -2.57

value of test statistic: -1.2162

regression results:

```

-----
variable   coefficient  t-statistic
-----
x(-1)     -0.0067    -1.2162
dx(-1)     0.3283     3.8018
dx(-2)     0.1907     2.2097
constant   0.0364     1.3056
RSS        0.0322
  
```

OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM  
INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1.  
differences):

Akaike Info Criterion: 2  
Final Prediction Error: 2  
Hannan-Quinn Criterion: 2  
Schwarz Criterion: 2

**No rechazo raíz unitaria**

\*\*\* Wed, 16 Jul 2008 13:41:23 \*\*\*

ADF Test for series: log\_Vino

sample range: [1997 M6, 2008 M5], T = 132

lagged differences: 2

no intercept, no time trend

asymptotic critical values

reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993),  
"Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table  
20.1,

Oxford University Press, London

1% 5% 10%

-2.56 -1.94 -1.62

value of test statistic: 1.6567

regression results:

```

-----
variable   coefficient  t-statistic
-----
x(-1)     0.0005     1.6567
dx(-1)     0.3337     3.8578
dx(-2)     0.1900     2.1951
RSS        0.0326
  
```

OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM  
INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1.  
differences):

Akaike Info Criterion: 2

Final Prediction Error: 2

Hannan-Quinn Criterion: 2

Schwarz Criterion: 2

PORTMANTEAU TEST with 12 lags

```

Portmanteau:      5.1998
p-Value (Chi^2):  0.9510
Ljung & Box:      5.6148
p-Value (Chi^2):  0.9342
  
```

**No rechazo raíz unitaria**

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 03:17:16 \*\*\*

KPSS test for series: l\_Vino

sample range: [1997 M3, 2008 M5], T = 135

number of lags: 12

KPSS test based on  $y(t)=a+bt+e(t)$  (trend stationarity)

asymptotic critical values:

10% 5% 1%

0.119 0.146 0.216

value of test statistic: 0.1207

reference: reprinted from JOURNAL OF  
ECONOMETRICS,

Vol 54, No 1, 1992, pp 159-178, Kwiatkowski et al:

"Testing the null hypothesis of stationarity ...",

with permission from Elsevier Science

**Rechazo estacionariedad al 10%**

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 03:17:14 \*\*\*

KPSS test for series: l\_Vino

sample range: [1997 M3, 2008 M5], T = 135

number of lags: 12

KPSS test based on  $y(t)=a+e(t)$  (level stationarity)

asymptotic critical values:

10% 5% 1%

0.347 0.463 0.739

value of test statistic: 1.0711

reference: reprinted from JOURNAL OF  
ECONOMETRICS,

Vol 54, No 1, 1992, pp 159-178, Kwiatkowski et al:

"Testing the null hypothesis of stationarity ...",

with permission from Elsevier Science

**Rechazo estacionariedad**

\*\*\* Wed, 25 Jun 2008 03:18:17 \*\*\*

Break date search for series: l\_Vino

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

searched range: [1999 M4, 2008 M3], T = 108

number of lags (1st diff): 12

suggested break date: 2002 M8

## ANEXO 1: CERVEZA

\*\*\* Wed, 16 Jul 2008 13:45:26 \*\*\*

**UR Test with structural break** for series: log\_Vino  
 sample range: [1998 M2, 2008 M5], T = 124  
 number of lags (1st diff): 10  
 value of test statistic: -1.3743  
 used break date: 2002 M8  
 shiftfunction: shift dummy  
 time trend included  
 critical values (Lanne et al. 2002):

T	1%	5%	10%
1000	-3.55	-3.03	-2.76

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
d(trend)	0.0044	0.3571
d(const)	4.6015	4307.9172
d(shiftfkt)	0.1127	105.5370
dx(-1)	0.2771	3.2688
dx(-2)	0.0447	0.5073
dx(-3)	-0.0209	-0.2375
dx(-4)	0.0352	0.4026
dx(-5)	0.1103	1.2627
dx(-6)	0.0343	0.3924
dx(-7)	-0.1302	-1.4898
dx(-8)	-0.0426	-0.4834
dx(-9)	-0.0091	-0.1031
dx(-10)	-0.1732	-2.0427

OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion: 10  
 Final Prediction Error: 10  
 Hannan-Quinn Criterion: 1  
 Schwarz Criterion: 1

PORTMANTEAU TEST with 12 lags

Portmanteau: 9.6222  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.6491  
 Ljung & Box: 10.6782  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.5567

**No rechazo raíz unitaria**

\*\*\* Wed, 25 Jun 2008 03:20:13 \*\*\*

UR Test with structural break for series: l\_Vino  
 sample range: [1998 M2, 2008 M5], T = 124  
 number of lags (1st diff): 10

value of test statistic: -1.1290  
 used break date: 2002 M8  
 shiftfunction: shift dummy  
 critical values (Lanne et al. 2002):

T	1%	5%	10%
1000	-3.48	-2.88	-2.58

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
d(const)	4.6032	4193.2030
d(shiftfkt)	0.1090	99.3134
dx(-1)	0.3382	3.9598
dx(-2)	0.0856	0.9483
dx(-3)	0.0012	0.0127
dx(-4)	0.0545	0.6049
dx(-5)	0.1232	1.3679
dx(-6)	0.0502	0.5577
dx(-7)	-0.1072	-1.1905
dx(-8)	-0.0135	-0.1487
dx(-9)	0.0239	0.2645
dx(-10)	-0.1229	-1.4385

OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion: 10  
 Final Prediction Error: 10  
 Hannan-Quinn Criterion: 1  
 Schwarz Criterion: 1

PORTMANTEAU TEST with 12 lags

Portmanteau: 9.4361  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.6653  
 Ljung & Box: 10.4698  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.5748

**No rechazo raíz unitaria**

## ANEXO 1: CERVEZA

### - Refrescos

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 03:20:04 \*\*\*

ADF Test for series: 1\_Refrescos  
sample range: [1997 M5, 2008 M5], T = 133  
lagged differences: 1

intercept, time trend  
asymptotic critical values  
reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993),  
"Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table  
20.1,

Oxford University Press, London

1% 5% 10%

-3.96 -3.41 -3.13

value of test statistic: -2.5168

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
x(-1)	-0.0542	-2.5168
dx(-1)	0.2950	3.5615
constant	0.2544	2.5337
trend	0.0002	2.6836
RSS	0.0629	

#### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion: 1

Final Prediction Error: 1

Hannan-Quinn Criterion: 1

Schwarz Criterion: 1

#### No rechazo raíz unitaria

\*\*\* Thu, 17 Jul 2008 03:11:53 \*\*\*

ADF Test for series: log\_Refrescos  
sample range: [1997 M7, 2008 M5], T = 131  
lagged differences: 3

intercept, no time trend

asymptotic critical values

reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993),  
"Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table  
20.1,

Oxford University Press, London

1% 5% 10%

-3.43 -2.86 -2.57

value of test statistic: -0.2349

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
x(-1)	-0.0030	-0.2349

dx(-1)	0.2925	3.3133
dx(-2)	0.0406	0.4421
dx(-3)	-0.1627	-1.8319
constant	0.0160	0.2673
RSS	0.0644	

#### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion: 3

Final Prediction Error: 3

Hannan-Quinn Criterion: 1

Schwarz Criterion: 1

#### PORTMANTEAU TEST with 12 lags

Portmanteau:	4.8573
p-Value (Chi <sup>2</sup> ):	0.9626
Ljung & Box:	5.3580
p-Value (Chi <sup>2</sup> ):	0.9449

#### No rechazo raíz unitaria

\*\*\* Thu, 17 Jul 2008 03:12:49 \*\*\*

ADF Test for series: log\_Refrescos  
sample range: [1997 M7, 2008 M5], T = 131  
lagged differences: 3

no intercept, no time trend

asymptotic critical values

reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993),  
"Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table  
20.1,

Oxford University Press, London

1% 5% 10%

-2.56 -1.94 -1.62

value of test statistic: 0.9670

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
x(-1)	0.0004	0.9670
dx(-1)	0.2901	3.3153
dx(-2)	0.0379	0.4172
dx(-3)	-0.1660	-1.8961
RSS	0.0644	

#### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

## ANEXO 1: CERVEZA

Akaike Info Criterion: 3  
 Final Prediction Error: 3  
 Hannan-Quinn Criterion: 1  
 Schwarz Criterion: 0

### PORTMANTEAU TEST with 12 lags

Portmanteau: 5.0148  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.9575  
 Ljung & Box: 5.5329  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.9378

### No rechazo raíz unitaria

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 03:20:40 \*\*\*

**KPSS test** for series: l\_Refrescos  
 sample range: [1997 M3, 2008 M5], T = 135  
 number of lags: 12  
 KPSS test based on  $y(t)=a+bt+e(t)$  (trend stationarity)  
 asymptotic critical values:  
 10% 5% 1%  
 0.119 0.146 0.216  
 value of test statistic: 0.1821  
 reference: reprinted from JOURNAL OF  
 ECONOMETRICS,  
 Vol 54, No 1, 1992, pp 159-178, Kwiatkowski et al:  
 "Testing the null hypothesis of stationarity ...",  
 with permission from Elsevier Science

### Rechazo estacionariedad al 5%

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 03:20:37 \*\*\*

**KPSS test** for series: l\_Refrescos  
 sample range: [1997 M3, 2008 M5], T = 135  
 number of lags: 12  
 KPSS test based on  $y(t)=a+e(t)$  (level stationarity)  
 asymptotic critical values:  
 10% 5% 1%  
 0.347 0.463 0.739  
 value of test statistic: 0.9100  
 reference: reprinted from JOURNAL OF  
 ECONOMETRICS,  
 Vol 54, No 1, 1992, pp 159-178, Kwiatkowski et al:  
 "Testing the null hypothesis of stationarity ...",  
 with permission from Elsevier Science

### Rechazo estacionariedad

\*\*\* Wed, 25 Jun 2008 03:04:31 \*\*\*

Break date search for series: l\_Refrescos  
 sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122  
 searched range: [2000 M4, 2008 M3], T = 96  
 number of lags (1st diff): 12  
 suggested break date: 2002 M8

\*\*\* Thu, 17 Jul 2008 03:17:07 \*\*\*

**UR Test with structural break** for series: log\_Refrescos  
 sample range: [1997 M7, 2008 M5], T = 131  
 number of lags (1st diff): 3  
 value of test statistic: -1.8351  
 used break date: 2002 M8  
 shiftfunction: shift dummy  
 time trend included  
 critical values (Lanne et al. 2002):

T	1%	5%	10%
1000	-3.55	-3.03	-2.76

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
d(trend)	0.0018	0.0866
d(const)	4.6021	2550.5415
d(shiftfkt)	0.0804	44.5800
dx(-1)	0.3160	3.7139
dx(-2)	-0.0546	-0.6124
dx(-3)	-0.1496	-1.7579

### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion: 3  
 Final Prediction Error: 3  
 Hannan-Quinn Criterion: 1  
 Schwarz Criterion: 0

### PORTMANTEAU TEST with 12 lags

Portmanteau: 5.2362  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.9496  
 Ljung & Box: 5.7819  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.9267

### No rechazo raíz unitaria

\*\*\* Wed, 25 Jun 2008 03:09:36 \*\*\*

**UR Test with structural break** for series: l\_Refrescos  
 sample range: [1997 M5, 2008 M5], T = 133  
 number of lags (1st diff): 1  
 value of test statistic: -0.7945  
 used break date: 2002 M8  
 shiftfunction: shift dummy  
 critical values (Lanne et al. 2002):

## ANEXO 1: CERVEZA

T	1%	5%	10%
1000	-3.48	-2.88	-2.58

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
d(const)	4.6028	2511.7861
d(shiftfkt)	0.0782	42.6754
dx(-1)	0.3055	3.7273

### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion:	12
Final Prediction Error:	12
Hannan-Quinn Criterion:	1
Schwarz Criterion:	0

### PORTMANTEAU TEST with 12 lags

Portmanteau:	10.5432
p-Value (Chi <sup>2</sup> ):	0.5684
Ljung & Box:	11.4038
p-Value (Chi <sup>2</sup> ):	0.4947

### No rechazo raíz unitaria

## *Test de raíces unitarias de las series deflactadas*

### Cerveza

\*\*\* Tue, 15 Jul 2008 01:29:51 \*\*\*

ADF Test for series: Def\_Cerveza\_log  
sample range: [1997 M8, 2008 M5], T = 130  
lagged differences: 4

intercept, time trend  
asymptotic critical values

reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993), "Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table 20.1,

Oxford University Press, London

1%	5%	10%
-3.96	-3.41	-3.13

value of test statistic: -0.7202

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
x(-1)	-0.0171	-0.7202
dx(-1)	0.1336	1.4923
dx(-2)	-0.2431	-2.6132
dx(-3)	-0.0077	-0.0831
dx(-4)	-0.1993	-2.1724
constant	0.0788	0.7164
trend	-0.0000	-1.8078
RSS	0.0142	

### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion:	4
Final Prediction Error:	4
Hannan-Quinn Criterion:	2
Schwarz Criterion:	0

### PORTMANTEAU TEST with 24 lags

Portmanteau:	19.6067
p-Value (Chi <sup>2</sup> ):	0.7189
Ljung & Box:	22.7315
p-Value (Chi <sup>2</sup> ):	0.5357

### No rechazo raíz unitaria

\*\*\* Tue, 15 Jul 2008 01:32:22 \*\*\*

ADF Test for series: Def\_Cerveza\_log  
sample range: [1997 M6, 2008 M5], T = 132  
lagged differences: 2

## ANEXO 1: CERVEZA

intercept, no time trend  
 asymptotic critical values  
 reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993),  
 "Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table  
 20.1,

Oxford University Press, London

1%	5%	10%
-3.43	-2.86	-2.57

value of test statistic: -1.0443

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
x(-1)	-0.0243	-1.0443
dx(-1)	0.1654	1.8982
dx(-2)	-0.1864	-2.0764
constant	0.1124	1.0414
RSS	0.0150	

### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion:	2
Final Prediction Error:	2
Hannan-Quinn Criterion:	2
Schwarz Criterion:	0

### PORTMANTEAU TEST with 24 lags

Portmanteau:	28.9243
p-Value (Chi <sup>2</sup> ):	0.2230
Ljung & Box:	33.0781
p-Value (Chi <sup>2</sup> ):	0.1024

### No rechazo raíz unitaria

\*\*\* Tue, 15 Jul 2008 01:33:26 \*\*\*

ADF Test for series: Def\_Cerveza\_log  
 sample range: [1997 M8, 2008 M5], T = 130  
 lagged differences: 4

no intercept, no time trend

asymptotic critical values

reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993),  
 "Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table  
 20.1,

Oxford University Press, London

1%	5%	10%
-2.56	-1.94	-1.62

value of test statistic: -0.3951

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
x(-1)	-0.0001	-0.3951

dx(-1)	0.1413	1.5991
dx(-2)	-0.2360	-2.5862
dx(-3)	0.0005	0.0054
dx(-4)	-0.1890	-2.0865
RSS	0.0146	

### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion:	4
Final Prediction Error:	4
Hannan-Quinn Criterion:	2
Schwarz Criterion:	0

### PORTMANTEAU TEST with 24 lags

Portmanteau:	21.3621
p-Value (Chi <sup>2</sup> ):	0.6173
Ljung & Box:	24.8142
p-Value (Chi <sup>2</sup> ):	0.4159

### No rechazo raíz unitaria

\*\*\* Tue, 15 Jul 2008 01:36:39 \*\*\*

KPSS test for series: Def\_Cerveza\_log  
 sample range: [1997 M3, 2008 M5], T = 135  
 number of lags: 12

KPSS test based on  $y(t)=a+bt+e(t)$  (trend stationarity)  
 asymptotic critical values:

10%	5%	1%
0.119	0.146	0.216

value of test statistic: 0.2624

reference: reprinted from JOURNAL OF  
 ECONOMETRICS,

Vol 54, No 1, 1992, pp 159-178, Kwiatkowski et al:

"Testing the null hypothesis of stationarity ...",  
 with permission from Elsevier Science

### Rechazo estacionariedad (12 rezagos)

\*\*\* Tue, 15 Jul 2008 01:37:28 \*\*\*

KPSS test for series: Def\_Cerveza\_log  
 sample range: [1997 M3, 2008 M5], T = 135  
 number of lags: 12

KPSS test based on  $y(t)=a+e(t)$  (level stationarity)  
 asymptotic critical values:

10%	5%	1%
0.347	0.463	0.739

value of test statistic: 0.2643

reference: reprinted from JOURNAL OF  
 ECONOMETRICS,

Vol 54, No 1, 1992, pp 159-178, Kwiatkowski et al:

"Testing the null hypothesis of stationarity ...",

## ANEXO 1: CERVEZA

with permission from Elsevier Science

**No rechazo estacionariedad con 12 rezagos  
Como rechazo estacionariedad en el test más general,  
rechazo que la serie sea I(0)**

\*\*\* Fri, 27 Jun 2008 03:42:16 \*\*\*

Break date search for series: RealCerv\_log  
sample range: [1998 M4, 2008 M4], T = 121  
searched range: [1999 M4, 2008 M2], T = 107  
number of lags (1st diff): 12  
suggested break date: 2002 M10

\*\*\* Tue, 15 Jul 2008 01:41:37 \*\*\*

**UR Test with structural break** for series:

Def\_Cerveza\_log  
sample range: [1997 M8, 2008 M5], T = 130  
number of lags (1st diff): 4  
value of test statistic: -1.1986  
used break date: 2002 M10  
shiftfunction: shift dummy  
time trend included  
critical values (Lanne et al. 2002):

T	1%	5%	10%
1000	-3.55	-3.03	-2.76

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
d(trend)	-0.0006	-0.0602
d(const)	4.6055	5393.5387
d(shiftfkt)	0.0401	46.9984
dx(-1)	0.0617	0.7328
dx(-2)	-0.2736	-3.2460
dx(-3)	0.0410	0.4860
dx(-4)	-0.2077	-2.4670

**OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM  
INFORMATION CRITERIA**

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1.  
differences):

Akaike Info Criterion: 4  
Final Prediction Error: 4  
Hannan-Quinn Criterion: 2  
Schwarz Criterion: 0

**PORTMANTEAU TEST with 24 lags**

Portmanteau: 30.0329  
p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.1837  
Ljung & Box: 34.2375

p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.0805

**No rechazo raíz unitaria**

\*\*\* Tue, 15 Jul 2008 01:44:35 \*\*\*

UR Test with structural break for series: Def\_Cerveza\_log  
sample range: [1997 M8, 2008 M5], T = 130  
number of lags (1st diff): 4  
value of test statistic: 0.0301  
used break date: 2002 M10  
shiftfunction: shift dummy  
critical values (Lanne et al. 2002):

T	1%	5%	10%
1000	-3.48	-2.88	-2.58

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
d(const)	4.6046	5394.7659
d(shiftfkt)	0.0390	45.6338
dx(-1)	0.0693	0.8226
dx(-2)	-0.2676	-3.1711
dx(-3)	0.0453	0.5371
dx(-4)	-0.2031	-2.4096

**OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM  
INFORMATION CRITERIA**

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1.  
differences):

Akaike Info Criterion: 4  
Final Prediction Error: 4  
Hannan-Quinn Criterion: 2  
Schwarz Criterion: 0

**PORTMANTEAU TEST with 24 lags**

Portmanteau: 29.5980  
p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.1984  
Ljung & Box: 33.8018  
p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.0883

**No rechazo raíz unitaria**

## ANEXO 1: CERVEZA

### - Vino

\*\*\* Fri, 27 Jun 2008 03:50:32 \*\*\*

ADF Test for series: RealVinol\_log  
sample range: [1997 M5, 2008 M5], T = 133  
lagged differences: 1

intercept, time trend

asymptotic critical values

reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993),  
"Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table  
20.1,

Oxford University Press, London

1%	5%	10%
-3.96	-3.41	-3.13

value of test statistic: -1.6541

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
x(-1)	-0.0463	-1.6541
dx(-1)	0.1584	1.8021
constant	0.2087	1.6431
trend	-0.0001	-1.7906
RSS	0.0259	

OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM  
INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1.  
differences):

Akaike Info Criterion: 1  
Final Prediction Error: 1  
Hannan-Quinn Criterion: 0  
Schwarz Criterion: 0

PORTMANTEAU TEST with 24 lags

Portmanteau: 18.5868  
p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.7737  
Ljung & Box: 21.0543  
p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.6355

**No rechazo raíz unitaria**

\*\*\* Fri, 27 Jun 2008 03:50:20 \*\*\*

ADF Test for series: RealVinol\_log  
sample range: [1997 M5, 2008 M5], T = 133  
lagged differences: 1

intercept, no time trend

asymptotic critical values

reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993),  
"Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table  
20.1,

Oxford University Press, London

1%	5%	10%
-3.43	-2.86	-2.57

value of test statistic: -0.6337

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
x(-1)	-0.0135	-0.6337
dx(-1)	0.1464	1.6561
constant	0.0600	0.6194
RSS	0.0265	

OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM  
INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1.  
differences):

Akaike Info Criterion: 1  
Final Prediction Error: 1  
Hannan-Quinn Criterion: 0  
Schwarz Criterion: 0

PORTMANTEAU TEST with 24 lags

Portmanteau: 19.1901  
p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.7418  
Ljung & Box: 21.7319  
p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.5953

**No rechazo raíz unitaria**

\*\*\* Tue, 15 Jul 2008 01:50:50 \*\*\*

ADF Test for series: Def\_Vino\_log  
sample range: [1997 M5, 2008 M5], T = 133  
lagged differences: 1

no intercept, no time trend

asymptotic critical values

reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993),  
"Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table  
20.1,

Oxford University Press, London

1%	5%	10%
-2.56	-1.94	-1.62

value of test statistic: -1.1147

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
x(-1)	-0.0003	-1.1147
dx(-1)	0.1353	1.5667
RSS	0.0266	

OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM  
INFORMATION CRITERIA

## ANEXO 1: CERVEZA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion: 1  
 Final Prediction Error: 1  
 Hannan-Quinn Criterion: 0  
 Schwarz Criterion: 0

PORTMANTEAU TEST with 24 lags

Portmanteau: 20.1867  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.6861  
 Ljung & Box: 22.8155  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.5307

**No rechazo raíz unitaria**

\*\*\* Fri, 27 Jun 2008 03:52:21 \*\*\*

**KPSS test** for series: RealVinol\_log  
 sample range: [1997 M3, 2008 M5], T = 135  
 number of lags: 12

KPSS test based on  $y(t)=a+bt+e(t)$  (trend stationarity)  
 asymptotic critical values:

10%	5%	1%
0.119	0.146	0.216

value of test statistic: 0.1498

reference: reprinted from JOURNAL OF ECONOMETRICS,

Vol 54, No 1, 1992, pp 159-178, Kwiatkowski et al:

"Testing the null hypothesis of stationarity ...",  
 with permission from Elsevier Science

**Rechazo estacionariedad al 5%**

\*\*\* Fri, 27 Jun 2008 03:52:16 \*\*\*

**KPSS test** for series: RealVinol\_log  
 sample range: [1997 M3, 2008 M5], T = 135  
 number of lags: 12

KPSS test based on  $y(t)=a+e(t)$  (level stationarity)  
 asymptotic critical values:

10%	5%	1%
0.347	0.463	0.739

value of test statistic: 0.6045

reference: reprinted from JOURNAL OF ECONOMETRICS,

Vol 54, No 1, 1992, pp 159-178, Kwiatkowski et al:

"Testing the null hypothesis of stationarity ...",  
 with permission from Elsevier Science

**Rechazo estacionariedad al 5%**

\*\*\* Fri, 27 Jun 2008 03:53:27 \*\*\*

Break date search for series: RealVinol\_log

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

searched range: [1999 M4, 2008 M3], T = 108

number of lags (1st diff): 12

trend and seasonal dummies included

suggested break date: 2002 M8

\*\*\* Tue, 15 Jul 2008 01:55:47 \*\*\*

UR Test with structural break for series: Def\_Vino\_log

sample range: [1997 M5, 2008 M5], T = 133

number of lags (1st diff): 1

value of test statistic: -2.6054

used break date: 2002 M8

shiftfunction: shift dummy

time trend included

critical values (Lanne et al. 2002):

T	1%	5%	10%
1000	-3.55	-3.03	-2.76

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
d(trend)	-0.0023	-0.1802
d(const)	4.6090	4245.1732
d(shiftfkt)	0.0755	69.4956
dx(-1)	0.1371	1.6078

OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion: 1

Final Prediction Error: 1

Hannan-Quinn Criterion: 1

Schwarz Criterion: 0

PORTMANTEAU TEST with 24 lags

Portmanteau: 33.7615

p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.0890

Ljung & Box: 37.7868

p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.0365

**No rechazo raíz unitaria al 5%**

\*\*\* Tue, 15 Jul 2008 01:54:59 \*\*\*

UR Test with structural break for series: Def\_Vino\_log

## ANEXO 1: CERVEZA

sample range: [1997 M5, 2008 M5], T = 133  
 number of lags (1st diff): 1  
 value of test statistic: 0.0512  
 used break date: 2002 M8  
 shiftfunction: shift dummy  
 critical values (Lanne et al. 2002):

T	1%	5%	10%
1000	-3.48	-2.88	-2.58

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
d(const)	4.6074	4210.0863
d(shiftfkt)	0.0736	67.2929
dx(-1)	0.1629	1.9181

### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion: 1  
 Final Prediction Error: 1  
 Hannan-Quinn Criterion: 0  
 Schwarz Criterion: 0

### PORTMANTEAU TEST with 24 lags

Portmanteau: 39.4941  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.0242  
 Ljung & Box: 44.0027  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.0076

**No rechazo raíz unitaria**

### - *Refrescos*

\*\*\* Sun, 29 Jun 2008 05:54:14 \*\*\*

ADF Test for series: RealRef\_log  
 sample range: [1997 M7, 2008 M5], T = 131

lagged differences: 3  
 intercept, time trend

asymptotic critical values

reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993), "Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table 20.1,

Oxford University Press, London

1%	5%	10%
-3.96	-3.41	-3.13

value of test statistic: -2.9319

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
x(-1)	-0.0894	-2.9319
dx(-1)	0.2535	3.0105
dx(-2)	0.0355	0.4067
dx(-3)	-0.1981	-2.3268
constant	0.3694	2.8959
trend	-0.0003	-2.0121
RSS	0.0575	

### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion: 3  
 Final Prediction Error: 3  
 Hannan-Quinn Criterion: 3  
 Schwarz Criterion: 0

### PORTMANTEAU TEST with 12 lags

Portmanteau: 7.1871  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.8450  
 Ljung & Box: 7.7825  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.8019

**No rechazo raíz unitaria**

\*\*\* Fri, 27 Jun 2008 03:58:24 \*\*\*

ADF Test for series: RealRef\_log  
 sample range: [1997 M7, 2008 M5], T = 131

lagged differences: 3  
 intercept, no time trend

asymptotic critical values

reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993), "Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table

## ANEXO 1: CERVEZA

20.1,  
Oxford University Press, London  
1%    5%    10%

-3.43   -2.86   -2.57  
value of test statistic: -2.6536  
regression results:

variable	coefficient	t-statistic
x(-1)	-0.0334	-2.6536
dx(-1)	0.2341	2.7649
dx(-2)	0.0070	0.0803
dx(-3)	-0.2318	-2.7440
constant	0.1349	2.5688
RSS	0.0594	

### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range:                    [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion:    3  
Final Prediction Error:    3  
Hannan-Quinn Criterion: 3  
Schwarz Criterion:        0

### PORTMANTEAU TEST with 24 lags

Portmanteau:                21.0860  
p-Value (Chi<sup>2</sup>):            0.6336  
Ljung & Box:                23.9803  
p-Value (Chi<sup>2</sup>):            0.4627

**No rechazo raíz unitaria al 5%**

\*\*\* Tue, 15 Jul 2008 02:00:13 \*\*\*

ADF Test for series:        Def\_Refrescos\_log  
sample range:                [1997 M7, 2008 M5], T = 131  
lagged differences:         3

no intercept, no time trend  
asymptotic critical values

reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993),  
"Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table  
20.1,

Oxford University Press, London  
1%    5%    10%

-2.56   -1.94   -1.62  
value of test statistic: -2.2509  
regression results:

variable	coefficient	t-statistic
x(-1)	-0.0011	-2.2509
dx(-1)	0.2506	2.9056
dx(-2)	0.0081	0.0913

dx(-3)    -0.2274    -2.6351  
RSS        0.0625

### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range:                    [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion:    3  
Final Prediction Error:    3  
Hannan-Quinn Criterion: 3  
Schwarz Criterion:        0

### PORTMANTEAU TEST with 24 lags

Portmanteau:                17.6784  
p-Value (Chi<sup>2</sup>):            0.8183  
Ljung & Box:                20.2868  
p-Value (Chi<sup>2</sup>):            0.6804

**No rechazo raíz unitaria al 1%**

**Conclusión: la serie podría ser estacionaria.**

\*\*\* Tue, 15 Jul 2008 02:02:26 \*\*\*

KPSS test for series:        Def\_Refrescos\_log  
sample range:                [1997 M3, 2008 M5], T = 135  
number of lags:                12

KPSS test based on  $y(t)=a+bt+e(t)$  (trend stationarity)  
asymptotic critical values:

10%    5%    1%

0.119   0.146   0.216

value of test statistic: 0.2085

reference: reprinted from JOURNAL OF

ECONOMETRICS,

Vol 54, No 1, 1992, pp 159-178, Kwiatkowski et al:

"Testing the null hypothesis of stationarity ...",

with permission from Elsevier Science

**Rechazo estacionariedad al 5%**

\*\*\* Tue, 15 Jul 2008 02:03:25 \*\*\*

KPSS test for series:        Def\_Refrescos\_log  
sample range:                [1997 M3, 2008 M5], T = 135  
number of lags:                12

KPSS test based on  $y(t)=a+e(t)$  (level stationarity)  
asymptotic critical values:

10%    5%    1%

0.347   0.463   0.739

value of test statistic: 1.0251

reference: reprinted from JOURNAL OF

ECONOMETRICS,

Vol 54, No 1, 1992, pp 159-178, Kwiatkowski et al:

"Testing the null hypothesis of stationarity ...",

with permission from Elsevier Science

## ANEXO 1: CERVEZA

### Rechazo estacionariedad

\*\*\* Sun, 29 Jun 2008 05:56:11 \*\*\*

Break date search for series: RealRef\_log  
 sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122  
 searched range: [1999 M4, 2008 M3], T = 108  
 number of lags (1st diff): 12  
 suggested break date: 1999 M6

\*\*\* Tue, 15 Jul 2008 02:07:21 \*\*\*

**UR Test with structural break** for series:

Def\_Refrescos\_log  
 sample range: [1997 M10, 2008 M5], T = 128  
 number of lags (1st diff): 6  
 value of test statistic: -2.4855  
 used break date: 1999 M6  
 shiftfunction: shift dummy  
 time trend included  
 critical values (Lanne et al. 2002):

T	1%	5%	10%
1000	-3.55	-3.03	-2.76

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
d(trend)	-0.0037	-0.1917
d(const)	4.6070	2760.7517
d(shiftfkt)	-0.1090	-65.3021
dx(-1)	0.2553	2.9681
dx(-2)	-0.0011	-0.0126
dx(-3)	-0.2564	-2.8892
dx(-4)	-0.0128	-0.1446
dx(-5)	0.0273	0.3072
dx(-6)	-0.0300	-0.3485

OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM  
 INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1.  
 differences):

Akaike Info Criterion: 6  
 Final Prediction Error: 6  
 Hannan-Quinn Criterion: 2  
 Schwarz Criterion: 1

PORTMANTEAU TEST with 24 lags

Portmanteau: 12.5797  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.9726  
 Ljung & Box: 14.7162  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.9288

### No rechazo raíz unitaria

\*\*\* Tue, 15 Jul 2008 02:09:15 \*\*\*

UR Test with structural break for series: Def\_Refrescos\_log  
 sample range: [1997 M7, 2008 M5], T = 131  
 number of lags (1st diff): 3  
 value of test statistic: -2.4851  
 used break date: 1999 M6  
 shiftfunction: shift dummy  
 critical values (Lanne et al. 2002):

T	1%	5%	10%
1000	-3.48	-2.88	-2.58

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
d(const)	4.6039	2720.5688
d(shiftfkt)	-0.1114	-65.8162
dx(-1)	0.2802	3.3418
dx(-2)	0.0102	0.1170
dx(-3)	-0.2252	-2.6855

OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM  
 INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M5], T = 122

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1.  
 differences):

Akaike Info Criterion: 3  
 Final Prediction Error: 3  
 Hannan-Quinn Criterion: 3  
 Schwarz Criterion: 0

PORTMANTEAU TEST with 24 lags

Portmanteau: 10.5628  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.9918  
 Ljung & Box: 12.1892  
 p-Value (Chi<sup>2</sup>): 0.9777

### No rechazo raíz unitaria

## ANEXO 1: CERVEZA

### Sección 4.2

#### *Correlaciones cruzadas*

##### - Un período

Coeficientes de correlación, usando las observaciones  
1997:03 - 2008:05  
(se ignoraron los valores perdidos)  
valor crítico al 5% (a dos colas) = 0,1697 para n =  
134

I_RefReal_1	I_CervReal	I_VinoReal_1	
1,0000	<b>-0,0860</b>	0,5491	I_RefReal_1
	1,0000	<b>0,3251</b>	I_CervReal
		1,0000	I_VinoReal_1

##### - Dos períodos

Coeficientes de correlación, usando las observaciones  
1997:03 - 2008:05  
(se ignoraron los valores perdidos)  
valor crítico al 5% (a dos colas) = 0,1703 para n =  
133

I_RefReal_2	I_CervReal	I_VinoReal_2	
1,0000	<b>-0,0902</b>	0,5441	I_RefReal_2
	1,0000	<b>0,3102</b>	I_CervReal
		1,0000	I_VinoReal_2

##### - Tres períodos

Coeficientes de correlación, usando las observaciones  
1997:03 - 2008:05  
(se ignoraron los valores perdidos)  
valor crítico al 5% (a dos colas) = 0,1710 para n =  
132

I_RefReal_3	I_CervReal	I_VinoReal_3	
1,0000	<b>-0,0941</b>	0,5387	I_RefReal_3
	1,0000	<b>0,2925</b>	I_CervReal
		1,0000	I_VinoReal_3

##### - Cuatro períodos

Coeficientes de correlación, usando las observaciones  
1997:03 - 2008:05  
(se ignoraron los valores perdidos)  
valor crítico al 5% (a dos colas) = 0,1716 para n =  
131

I_RefReal_4	I_CervReal	I_VinoReal_4	
1,0000	<b>-0,0945</b>	0,5319	I_RefReal_4
	1,0000	<b>0,2625</b>	I_CervReal
		1,0000	I_VinoReal_4

##### - Cinco períodos

Coeficientes de correlación, usando las observaciones  
1997:03 - 2008:05  
(se ignoraron los valores perdidos)  
valor crítico al 5% (a dos colas) = 0,1723 para n =  
130

I_RefReal_5	I_CervReal	I_VinoReal_5	
1,0000	<b>-0,0915</b>	0,5249	I_RefReal_5
	1,0000	<b>0,2342</b>	I_CervReal
		1,0000	I_VinoReal_5

##### - Seis períodos

Coeficientes de correlación, usando las observaciones  
1997:03 - 2008:05  
(se ignoraron los valores perdidos)  
valor crítico al 5% (a dos colas) = 0,1729 para n =  
129

I_RefReal_6	I_CervReal	I_VinoReal_6	
1,0000	<b>-0,0806</b>	0,5180	I_RefReal_6
	1,0000	<b>0,1972</b>	I_CervReal
		1,0000	I_VinoReal_6

## ANEXO 1: CERVEZA

### Sección 4.3

#### *Test de cointegración de Johansen de las series en niveles en conjunto*

##### *Sin cambios en las series*

\*\*\* Thu, 17 Jul 2008 05:30:04 \*\*\*

Johansen Trace Test for: Def\_Cerveza\_log

Def\_Refrescos\_log Def\_Vino\_log

sample range: [1997 M5, 2008 M5], T = 133

included lags (levels): 2

dimension of the process: 3

intercept included

response surface computed:

r0	LR	pval	90%	95%	99%
0	22.02	0.5973	32.25	35.07	40.78
1	9.57	0.6857	17.98	20.16	24.69
2	1.40	0.8785	7.60	9.14	12.53

OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM  
INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M3, 2008 M5], T = 123

optimal number of lags (searched up to 12 lags of levels):

Akaike Info Criterion: 2

Final Prediction Error: 2

Hannan-Quinn Criterion: 1

Schwarz Criterion: 1

**No existe relación de cointegración, cada serie tiene su propio sendero**

##### *Con cambios en las series*

\*\*\* Thu, 17 Jul 2008 05:32:24 \*\*\*

Johansen Trace Test for: Def\_Cerveza\_log

Def\_Refrescos\_log Def\_Vino\_log

unrestricted dummies: D[2002 M8] D[2002 M9]

restricted dummies: S[2002 M8]

sample range: [1997 M5, 2008 M5], T = 133

included lags (levels): 2

dimension of the process: 3

intercept included

response surface computed:

r0	LR	pval	90%	95%	99%
0	24.83	0.9007	37.05	39.05	42.98
1	11.85	0.9061	21.97	23.72	27.25

2 3.86 0.7851 11.05 12.84 16.68

OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM  
INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M3, 2008 M5], T = 123

optimal number of lags (searched up to 12 lags of levels):

Akaike Info Criterion: 2

Final Prediction Error: 2

Hannan-Quinn Criterion: 1

Schwarz Criterion: 1

**No existe relación de cointegración, cada serie tiene su propio sendero**

## ANEXO 1: CERVEZA

### **Test de cointegración de Johansen de las series en niveles de a pares**

– *Cerveza y vino (series sin cambio)*

\*\*\* Thu, 17 Jul 2008 04:17:07 \*\*\*

Johansen Trace Test for: log\_Cerveza log\_Vino  
 sample range: [1997 M6, 2008 M5], T = 132  
 included lags (levels): 3  
 dimension of the process: 2  
 intercept included  
 response surface computed:

r0	LR	pval	90%	95%	99%
0	27.87	0.0029	17.98	20.16	24.69
1	4.87	0.3085	7.60	9.14	12.53

#### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M3, 2008 M5], T = 123

optimal number of lags (searched up to 12 lags of levels):  
 Akaike Info Criterion: 3  
 Final Prediction Error: 3  
 Hannan-Quinn Criterion: 3  
 Schwarz Criterion: 2

#### **Existe una relación de cointegración**

– *Cerveza y vino (series con cambio)*

\*\*\* Thu, 17 Jul 2008 04:22:21 \*\*\*

Johansen Trace Test for: log\_Cerveza log\_Vino  
 unrestricted dummies: D[2002 M10] D[2002 M11] D[2002 M12]  
 restricted dummies: S[2002 M10]  
 sample range: [1997 M6, 2008 M5], T = 132  
 included lags (levels): 3  
 dimension of the process: 2  
 intercept included  
 response surface computed:

r0	LR	pval	90%	95%	99%
0	37.48	0.0000	21.87	23.59	27.04
1	8.04	0.2824	11.05	12.85	16.69

#### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M3, 2008 M5], T = 123

optimal number of lags (searched up to 12 lags of levels):  
 Akaike Info Criterion: 3  
 Final Prediction Error: 3  
 Hannan-Quinn Criterion: 2  
 Schwarz Criterion: 2

#### **Existe una relación de cointegración**

– *Cerveza y refrescos (series sin cambio)*

\*\*\* Thu, 17 Jul 2008 04:31:25 \*\*\*

Johansen Trace Test for: log\_Cerveza log\_Refrescos  
 sample range: [1997 M5, 2008 M5], T = 133  
 included lags (levels): 2  
 dimension of the process: 2  
 intercept included  
 response surface computed:

r0	LR	pval	90%	95%	99%
0	27.40	0.0035	17.98	20.16	24.69
1	8.46	0.0683	7.60	9.14	12.53

#### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M3, 2008 M5], T = 123

optimal number of lags (searched up to 12 lags of levels):  
 Akaike Info Criterion: 2  
 Final Prediction Error: 2  
 Hannan-Quinn Criterion: 2  
 Schwarz Criterion: 2

#### **Existe una relación de cointegración**

– *Cerveza y refrescos (series con cambio)*

\*\*\* Thu, 17 Jul 2008 04:29:57 \*\*\*

Johansen Trace Test for: log\_Cerveza log\_Refrescos  
 unrestricted dummies: D[2002 M10] D[2002 M11]  
 restricted dummies: S[2002 M10]  
 sample range: [1997 M5, 2008 M5], T = 133  
 included lags (levels): 2  
 dimension of the process: 2  
 intercept included  
 response surface computed:

r0	LR	pval	90%	95%	99%
0	35.66	0.0001	21.87	23.59	27.04
1	8.40	0.2514	11.05	12.85	16.69

#### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM

## ANEXO 1: CERVEZA

### INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M3, 2008 M5], T = 123

optimal number of lags (searched up to 12 lags of levels):

Akaike Info Criterion: 2  
 Final Prediction Error: 2  
 Hannan-Quinn Criterion: 2  
 Schwarz Criterion: 1

#### **Existe una relación de cointegración**

– *Vino y refrescos (series sin cambio)*

\*\*\* Thu, 17 Jul 2008 04:35:06 \*\*\*

Johansen Trace Test for: log\_Refrescos log\_Vino

sample range: [1997 M5, 2008 M5], T = 133

included lags (levels): 2

dimension of the process: 2

intercept included

response surface computed:

r0	LR	pval	90%	95%	99%
0	15.40	0.2085	17.98	20.16	24.69
1	5.66	0.2268	7.60	9.14	12.53

### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M3, 2008 M5], T = 123

optimal number of lags (searched up to 12 lags of levels):

Akaike Info Criterion: 2  
 Final Prediction Error: 2  
 Hannan-Quinn Criterion: 2  
 Schwarz Criterion: 2

#### **No existe relación de cointegración**

– *Vino y refrescos (series con cambio)*

\*\*\* Thu, 17 Jul 2008 04:36:46 \*\*\*

Johansen Trace Test for: log\_Refrescos log\_Vino

unrestricted dummies: D[2002 M8] D[2002 M9]

restricted dummies: S[2002 M8]

sample range: [1997 M5, 2008 M5], T = 133

included lags (levels): 2

dimension of the process: 2

intercept included

response surface computed:

r0	LR	pval	90%	95%	99%

0	22.46	0.0829	21.97	23.72	27.25
1	10.20	0.1363	11.05	12.84	16.68

### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M3, 2008 M5], T = 123

optimal number of lags (searched up to 12 lags of levels):

Akaike Info Criterion: 2  
 Final Prediction Error: 2  
 Hannan-Quinn Criterion: 2  
 Schwarz Criterion: 2

#### **Existe una relación de cointegración**

**ANEXO 1: CERVEZA**

**Test de cointegración de Johansen de las series deflactadas en conjunto**

- Sin cambios en las series

\*\*\* Fri, 27 Jun 2008 02:09:38 \*\*\*

Johansen Trace Test for: RealCerv\_log RealRef\_log  
RealVinol\_log  
sample range: [1997 M5, 2008 M5], T = 133  
included lags (levels): 2  
dimension of the process: 3  
intercept included  
response surface computed:

r0	LR	pval	90%	95%	99%
0	22.02	0.5973	32.25	35.07	40.78
1	9.57	0.6857	17.98	20.16	24.69
2	1.40	0.8785	7.60	9.14	12.53

OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M3, 2008 M5], T = 123

optimal number of lags (searched up to 12 lags of levels):  
Akaike Info Criterion: 2  
Final Prediction Error: 2  
Hannan-Quinn Criterion: 1  
Schwarz Criterion: 1

**No existe relación de cointegración**

- Con cambios en las series

\*\*\* Sun, 29 Jun 2008 06:18:23 \*\*\*

Johansen Trace Test for: RealVinol\_log RealCerv\_log  
RealRef\_log  
unrestricted dummies: D[1999 M6] D[1999 M7]  
D[2002 M8] D[2002 M9]  
restricted dummies: S[1999 M6] S[2002 M8]  
sample range: [1997 M5, 2008 M5], T = 133  
included lags (levels): 2  
dimension of the process: 3  
intercept included  
response surface computed:

r0	LR	pval	90%	95%	99%
0	31.32	0.8076	46.78	49.80	55.82
1	15.36	0.8603	28.45	30.95	36.02

2 3.91 0.9186 13.97 16.03 20.37

OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M3, 2008 M5], T = 123

optimal number of lags (searched up to 12 lags of levels):  
Akaike Info Criterion: 2  
Final Prediction Error: 2  
Hannan-Quinn Criterion: 1  
Schwarz Criterion: 1

**No existe relación de cointegración**

## ANEXO 1: CERVEZA

### **Test de cointegración de Johansen de las series deflactadas de a pares**

– *Cerveza y vino (series sin cambio)*

\*\*\* Sun, 29 Jun 2008 06:23:53 \*\*\*

Johansen Trace Test for: RealVinol\_log RealCerv\_log  
 sample range: [1997 M8, 2008 M5], T = 130  
 included lags (levels): 5  
 dimension of the process: 2  
 intercept included  
 response surface computed:

r0	LR	pval	90%	95%	99%
0	6.59	0.9146	17.98	20.16	24.69
1	0.46	0.9876	7.60	9.14	12.53

#### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M3, 2008 M5], T = 123

optimal number of lags (searched up to 12 lags of levels):  
 Akaike Info Criterion: 5  
 Final Prediction Error: 5  
 Hannan-Quinn Criterion: 1  
 Schwarz Criterion: 1

#### **No existe relación de cointegración**

– *Cerveza y vino (series con cambio)*

\*\*\* Sun, 29 Jun 2008 06:24:42 \*\*\*

Johansen Trace Test for: RealVinol\_log RealCerv\_log  
 unrestricted dummies: D[2002 M8] D[2002 M9]  
 D[2002 M10] D[2002 M11] D[2002 M12]  
 restricted dummies: S[2002 M8]  
 sample range: [1997 M8, 2008 M5], T = 130  
 included lags (levels): 5  
 dimension of the process: 2  
 intercept included  
 response surface computed:

r0	LR	pval	90%	95%	99%
0	30.62	0.0017	21.97	23.72	27.25
1	6.10	0.4910	11.05	12.84	16.68

#### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M3, 2008 M5], T = 123

optimal number of lags (searched up to 12 lags of levels):  
 Akaike Info Criterion: 5  
 Final Prediction Error: 5  
 Hannan-Quinn Criterion: 1  
 Schwarz Criterion: 1

#### **Existe una relación de cointegración**

– *Cerveza y refrescos (series sin cambio)*

\*\*\* Sun, 29 Jun 2008 06:40:32 \*\*\*

Johansen Trace Test for: RealCerv\_log RealRef\_log  
 sample range: [1997 M5, 2008 M5], T = 133  
 included lags (levels): 2  
 dimension of the process: 2  
 intercept included  
 response surface computed:

r0	LR	pval	90%	95%	99%
0	12.81	0.3877	17.98	20.16	24.69
1	2.24	0.7291	7.60	9.14	12.53

#### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M3, 2008 M5], T = 123

optimal number of lags (searched up to 12 lags of levels):  
 Akaike Info Criterion: 2  
 Final Prediction Error: 2  
 Hannan-Quinn Criterion: 1  
 Schwarz Criterion: 1

#### **No existe relación de cointegración**

– *Cerveza y refrescos (series con cambio)*

\*\*\* Sun, 29 Jun 2008 06:51:56 \*\*\*

Johansen Trace Test for: RealRef\_log RealCerv\_log  
 unrestricted dummies: D[1999 M6] D[1999 M7]  
 D[1999 M8] D[2002 M10] D[2002 M11] D[2002 M12]  
 restricted dummies: S[1999 M6] S[2002 M10]  
 sample range: [1997 M6, 2008 M5], T = 132  
 included lags (levels): 3  
 dimension of the process: 2  
 intercept included  
 response surface computed:

r0	LR	pval	90%	95%	99%
0	33.91	0.0196	28.43	30.91	35.92
1	13.85	0.1054	14.02	16.07	20.40

## ANEXO 1: CERVEZA

### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M3, 2008 M5], T = 123

optimal number of lags (searched up to 12 lags of levels):

Akaike Info Criterion: 3  
 Final Prediction Error: 3  
 Hannan-Quinn Criterion: 3  
 Schwarz Criterion: 1

#### Existe una relación de cointegración

– *Vino y refrescos (series sin cambio)*

\*\*\* Sun, 29 Jun 2008 06:44:03 \*\*\*

Johansen Trace Test for: RealRef\_log RealVinol\_log  
 sample range: [1997 M5, 2008 M5], T = 133  
 included lags (levels): 2  
 dimension of the process: 2  
 intercept included  
 response surface computed:

	r0	LR	pval	90%	95%	99%
0	13.10	0.3642	17.98	20.16	24.69	
1	2.99	0.5919	7.60	9.14	12.53	

### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M3, 2008 M5], T = 123

optimal number of lags (searched up to 12 lags of levels):

Akaike Info Criterion: 2  
 Final Prediction Error: 2  
 Hannan-Quinn Criterion: 2  
 Schwarz Criterion: 1

#### No existe relación de cointegración

– *Vino y refrescos (series con cambio)*

\*\*\* Sun, 29 Jun 2008 06:45:33 \*\*\*

Johansen Trace Test for: RealRef\_log RealVinol\_log  
 unrestricted dummies: D[1999 M6] D[1999 M7]  
 D[1999 M8] D[1999 M9] D[2002 M8] D[2002 M9]  
 D[2002 M10] D[2002 M11]  
 restricted dummies: S[1999 M6] S[2002 M8]  
 sample range: [1997 M7, 2008 M5], T = 131  
 included lags (levels): 4  
 dimension of the process: 2  
 intercept included  
 response surface computed:

	r0	LR	pval	90%	95%	99%
0	28.23	0.1058	28.45	30.95	36.02	
1	9.27	0.3849	13.97	16.03	20.37	

### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M3, 2008 M5], T = 123

optimal number of lags (searched up to 12 lags of levels):

Akaike Info Criterion: 4  
 Final Prediction Error: 4  
 Hannan-Quinn Criterion: 2  
 Schwarz Criterion: 2

#### No existe relación de cointegración

## ANEXO 1: CERVEZA

### Sección 4.4

#### *Test de raíces unitarias al cociente de las series*

– Cerveza / vino

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 02:32:02 \*\*\*

**ADF Test** for series: Cerv\_Vino  
 sample range: [1997 M5, 2008 M4], T = 132  
 lagged differences: 1  
 intercept, no time trend  
 asymptotic critical values  
 reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993),  
 "Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table  
 20.1,  
 Oxford University Press, London

1%	5%	10%
-3.43	-2.86	-2.57

value of test statistic: -1.8233  
 regression results:

variable	coefficient	t-statistic
x(-1)	-0.0421	-1.8233
dx(-1)	0.2518	2.9261
constant	4.7539	1.8664
RSS	391.8055	

#### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M4], T = 121

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion: 1  
 Final Prediction Error: 1  
 Hannan-Quinn Criterion: 1  
 Schwarz Criterion: 1

#### **Rechazo estacionariedad**

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 02:48:01 \*\*\*

**KPSS test** for series: Cerv\_Vino  
 sample range: [1997 M3, 2008 M4], T = 134  
 number of lags: 12  
 KPSS test based on  $y(t)=a+bt+e(t)$  (trend stationarity)  
 asymptotic critical values:  

10%	5%	1%
0.119	0.146	0.216

 value of test statistic: 0.1458  
 reference: reprinted from JOURNAL OF

ECONOMETRICS,  
 Vol 54, No 1, 1992, pp 159-178, Kwiatkowski et al:  
 "Testing the null hypothesis of stationarity ...",  
 with permission from Elsevier Science

#### **Rechazo al 10% estacionariedad**

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 02:48:06 \*\*\*

**KPSS test** for series: Cerv\_Vino  
 sample range: [1997 M3, 2008 M4], T = 134  
 number of lags: 12  
 KPSS test based on  $y(t)=a+e(t)$  (level stationarity)  
 asymptotic critical values:  

10%	5%	1%
0.347	0.463	0.739

 value of test statistic: 0.5189  
 reference: reprinted from JOURNAL OF  
 ECONOMETRICS,  
 Vol 54, No 1, 1992, pp 159-178, Kwiatkowski et al:  
 "Testing the null hypothesis of stationarity ...",  
 with permission from Elsevier Science

#### **Rechazo al 5% estacionariedad**

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 02:34:44 \*\*\*

**Break date search** for series: Cerv\_Vino  
 sample range: [1997 M6, 2008 M4], T = 131  
 searched range: [1997 M8, 2008 M2], T = 127  
 number of lags (1st diff): 2  
 suggested break date: 2002 M8

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 02:35:37 \*\*\*

**UR Test with structural break** for series: Cerv\_Vino  
 sample range: [1997 M5, 2008 M4], T = 132  
 number of lags (1st diff): 1  
 value of test statistic: -1.1487  
 used break date: 2002 M8  
 shiftfunction: shift dummy  
 critical values (Lanne et al. 2002):

T	1%	5%	10%
1000	-3.48	-2.88	-2.58

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
d(const)	99.6944	730.2029
d(shiftfkt)	-8.4135	-61.6236
dx(-1)	0.2581	3.0931

#### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M4], T = 121

## ANEXO 1: CERVEZA

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion: 1  
 Final Prediction Error: 1  
 Hannan-Quinn Criterion: 1  
 Schwarz Criterion: 1

### Rechazo estacionariedad

- Cerveza / refrescos

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 02:38:36 \*\*\*

**ADF Test** for series: Cerv\_Ref  
 sample range: [1997 M4, 2008 M4], T = 133  
 lagged differences: 0  
 intercept, no time trend  
 asymptotic critical values  
 reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993),  
 "Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table  
 20.1,

Oxford University Press, London

1%	5%	10%
-3.43	-2.86	-2.57

value of test statistic: -2.5342

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
x(-1)	-0.0280	-2.5342
constant	4.9901	2.8271
RSS	1247.3660	

### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M4], T = 121

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion: 0  
 Final Prediction Error: 0  
 Hannan-Quinn Criterion: 0  
 Schwarz Criterion: 0

### Rechazo estacionariedad

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 02:40:47 \*\*\*

**KPSS test** for series: Cerv\_Ref  
 sample range: [1997 M3, 2008 M4], T = 134  
 number of lags: 12  
 KPSS test based on  $y(t)=a+e(t)$  (level stationarity)  
 asymptotic critical values:  
 10% 5% 1%  
 0.347 0.463 0.739

value of test statistic: 0.9524  
 reference: reprinted from JOURNAL OF  
 ECONOMETRICS,  
 Vol 54, No 1, 1992, pp 159-178, Kwiatkowski et al:  
 "Testing the null hypothesis of stationarity ...",  
 with permission from Elsevier Science

### Rechazo estacionariedad

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 02:46:07 \*\*\*

**KPSS test** for series: Cerv\_Ref  
 sample range: [1997 M3, 2008 M4], T = 134  
 number of lags: 12  
 KPSS test based on  $y(t)=a+bt+e(t)$  (trend stationarity)  
 asymptotic critical values:

10%	5%	1%
0.119	0.146	0.216

value of test statistic: 0.2742

reference: reprinted from JOURNAL OF  
 ECONOMETRICS,  
 Vol 54, No 1, 1992, pp 159-178, Kwiatkowski et al:  
 "Testing the null hypothesis of stationarity ...",  
 with permission from Elsevier Science

### Rechazo estacionariedad

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 02:41:21 \*\*\*

**Break date search** for series: Cerv\_Ref  
 sample range: [1997 M5, 2008 M4], T = 132  
 searched range: [1997 M6, 2008 M2], T = 129  
 number of lags (1st diff): 1  
 suggested break date: 1998 M3

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 02:41:51 \*\*\*

**UR Test with structural break** for series: Cerv\_Ref  
 sample range: [1997 M4, 2008 M4], T = 133  
 number of lags (1st diff): 0  
 value of test statistic: -1.9328  
 used break date: 1998 M3  
 shiftfunction: shift dummy  
 critical values (Lanne et al. 2002):

T	1%	5%	10%
1000	-3.48	-2.88	-2.58

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
d(const)	100.0000	36.3032
d(shiftfkt)	18.7075	6.7914

### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

## ANEXO 1: CERVEZA

sample range: [1998 M4, 2008 M4], T = 121

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion: 0  
 Final Prediction Error: 0  
 Hannan-Quinn Criterion: 0  
 Schwarz Criterion: 0

### Rechazo estacionariedad

- Vino / refrescos

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 02:50:33 \*\*\*

**ADF Test** for series: Vino\_Ref  
 sample range: [1997 M5, 2008 M4], T = 132  
 lagged differences: 1  
 intercept, no time trend  
 asymptotic critical values  
 reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993), "Estimation and Inference in Econometrics" p 708, table 20.1,

Oxford University Press, London  
 1% 5% 10%  
 -3.43 -2.86 -2.57

value of test statistic: -2.5330

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
x(-1)	-0.0401	-2.5330
dx(-1)	0.2895	3.5224
constant	5.9948	2.6206
RSS	1411.2087	

### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [1998 M4, 2008 M4], T = 121

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion: 1  
 Final Prediction Error: 1  
 Hannan-Quinn Criterion: 1  
 Schwarz Criterion: 1

### Rechazo estacionariedad

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 02:51:35 \*\*\*

**KPSS test** for series: Vino\_Ref  
 sample range: [1997 M3, 2008 M4], T = 134  
 number of lags: 12  
 KPSS test based on  $y(t)=a+e(t)$  (level stationarity)  
 asymptotic critical values:

10% 5% 1%

0.347 0.463 0.739

value of test statistic: 0.8638

reference: reprinted from JOURNAL OF ECONOMETRICS, Vol 54, No 1, 1992, pp 159-178, Kwiatkowski et al: "Testing the null hypothesis of stationarity ...", with permission from Elsevier Science

### Rechazo estacionariedad

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 02:51:38 \*\*\*

**KPSS test** for series: Vino\_Ref  
 sample range: [1997 M3, 2008 M4], T = 134  
 number of lags: 12

KPSS test based on  $y(t)=a+bt+e(t)$  (trend stationarity)  
 asymptotic critical values:

10% 5% 1%  
 0.119 0.146 0.216

value of test statistic: 0.1970

reference: reprinted from JOURNAL OF ECONOMETRICS, Vol 54, No 1, 1992, pp 159-178, Kwiatkowski et al: "Testing the null hypothesis of stationarity ...", with permission from Elsevier Science

### Rechazo al 5% estacionariedad

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 02:52:24 \*\*\*

**Break date search** for series: Vino\_Ref  
 sample range: [1997 M4, 2008 M4], T = 133  
 searched range: [1997 M4, 2008 M2], T = 131  
 number of lags (1st diff): 0  
 suggested break date: 1998 M3

\*\*\* Sat, 21 Jun 2008 02:53:02 \*\*\*

**UR Test with structural break** for series: Vino\_Ref  
 sample range: [1997 M5, 2008 M4], T = 132  
 number of lags (1st diff): 1  
 value of test statistic: -2.2760  
 used break date: 1998 M3  
 shiftfunction: shift dummy  
 critical values (Lanne et al. 2002):

T	1%	5%	10%
1000	-3.48	-2.88	-2.58

regression results:

variable	coefficient	t-statistic
d(const)	100.1994	387.4459
d(shiftfkt)	16.9768	65.6451
dx(-1)	0.2663	3.1983

### OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

## ANEXO 1: CERVEZA

sample range: [1998 M4, 2008 M4], T = 121

optimal number of lags (searched up to 12 lags of 1. differences):

Akaike Info Criterion: 1

Final Prediction Error: 1

Hannan-Quinn Criterion: 1

Schwarz Criterion: 1

**Rechazo estacionariedad**