



Universidad de San Andrés
Departamento Académico de Economía
Licenciatura en Economía

Estimando los componentes del *bid/ask spread*
Estimación empírica para el Merval 2007-2009

Autor: Julieta Valderrábano
Legajo: 21224
Mentor: Enrique Kawamura

Victoria, Mayo 2014

Estimando los componentes del *bid/ask spread*
Estimación empírica para el Merval 2007-2009¹

Julieta Valderrábano
Universidad de San Andrés

Resumen

Este trabajo utiliza el método de Glosten y Harris (1988) para analizar los componentes del *spread* de las acciones que se transan en la bolsa de comercio de Buenos Aires. Tales componentes son, por un lado, el componente transitorio y, por el otro, el componente de selección adversa. La muestra comprende nueve series de precios intra-diarios de parte de las acciones del panel líder del Merval desde enero 2007 a diciembre 2009, obteniéndose datos del Instituto Argentino de Mercado de Capitales. El resultado principal es que el promedio del coeficiente de selección adversa con respecto al *spread* es bastante inferior a los obtenidos por Glosten y Harris. Al dividir la muestra alrededor del anuncio de la estatización de las AFJP, se observa que cinco de los parámetros presentan una caída luego del anuncio, de los cuales cuatro pertenecen al Fondo de Garantía de Sustentabilidad.

Universidad de
San Andrés

¹ Agradecimientos

Esta tarea no hubiera sido posible sin la excelente guía, y las numerosas y generosas correcciones del Doctor Enrique Kawamura. A Mario Maydana del Instituto Argentino de Mercado del Capitales por facilitarme los datos. Mauricio Talassino por su apoyo en las labores que competen al paquete de software estadístico utilizado en este trabajo. Finalmente, merecen mención especial mi familia y amigos por el constante apoyo y aliento.

1. Introducción

Este trabajo estima el impacto de los costos de transacción incluidos en los precios de acciones líderes de cotización pública en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires. La motivación de este objetivo radica en el interés intrínseco del inversor *standard* en el comportamiento del retorno de su portafolio de inversiones, lo cual a su vez depende de la dinámica de los precios. Es por ello que el mecanismo de formación de precios es de interés central en el análisis de mercados financieros. El análisis de estos mecanismos ha sido el objeto de estudio de la literatura de microestructura de *bid/ask spread*². Cuestiones como la eficiencia informativa de un determinado mecanismo de transacción, la dinámica del proceso de ajuste de los precios ante la llegada de nueva información, y el papel de la información asimétrica entre los diversos agentes son el principal objeto de estudio de esta literatura. De acuerdo a esta, el *spread* está formado por tres tipos de componentes. El primero de ellos, los costos operativos del hacedor de mercado para mantener una posición operativa en el mercado. El segundo componente refleja los costos de cartera de los hacedores de mercado, el costo de oportunidad por mantener una determinada cartera de activos. Por último, los costos asociados al problema de selección adversa surgen al tener que negociar, tanto los hacedores de mercado como los inversores desinformados, con otros inversores que poseen información privada (*insiders*)

En la literatura de microestructura de mercado se reconoce a Bagehot (1971) como el primer trabajo en incorporar problemas de información asimétrica a la discusión sobre microestructura de mercados financieros. Aquel *paper* distingue entre dos tipos de agentes, los informados y los desinformados. Los primeros tienen información superior del mercado por lo que al operar contra el creador del mercado busca obtener ganancias. El hacedor de mercado es consciente de la posibilidad de negociar con agentes informados por lo que tratará de mantenerse solvente al negociar con los agentes desinformados. El primer intento de formalizar el concepto de selección adversa fue de Copeland y Galai (1983). El inconveniente de los primeros intentos era que no modelaban una negociación secuencial sino que todo transcurría en el mismo período y no reflejaba el posible proceso de aprendizaje del hacedor de mercado.

Glosten y Milgrom (1985) es tal vez hoy el modelo *standard* de microestructura de mercado con transacciones secuenciales e información asimétrica. El artículo modela el

² Para un survey de esta literatura véase O'Hara (1995)

proceso de aprendizaje del hacedor de mercado, predice como los hacedores de mercado e inversores actualizan sus expectativas a partir de una determinada secuencia de compras y ventas, lo que lleva a cambios en el *spread*. Easley y O'Hara (1987) proponen una extensión a este modelo argumentando que el *spread* varía con el tamaño de la orden u operación. De este modo, mientras mayor sea la orden mayor será el *spread*, esto no se cumple para el mercado de bonos.

Desde la literatura empírica, Glosten y Harris (1988) es uno de los primeros artículos en descomponer distinguiendo entre un componente transitorio y por otro lado, un componente de selección adversa. Además, estiman con un modelo de ecuaciones simultáneas como cada uno de estos componentes influyen en las características de las acciones.

Este trabajo adapta el método en Glosten y Harris (1988) para realizar una descomposición similar del *spread* de las acciones que se transan en la bolsa de comercio de Buenos Aires. De acuerdo a la literatura investigada, este es el primer artículo en adaptar dicho método a acciones que cotizan en Argentina. Para llevar a cabo el análisis, se seleccionaron nueve acciones que formaron parte del panel líder del Merval desde enero 2007 hasta diciembre 2009: Grupo Financiero Galicia, Banco Macro, Petróleo Brasileiro, Telecom Argentina, Banco Francés, Tenaris, Pampa Energía, Siderar y Petrobrás Energía Participación.

La importancia de este período radica en el evento de la estatización de las administradoras de fondos de jubilaciones y pensión (AFJP), medida anunciada por el Gobierno Nacional en noviembre 2008, que provocó que no sólo los aportes jubilatorios pasaran a manos de la Administración Nacional de Seguridad Social (ANSES), sino también que los activos de las AFJP pasen a ser directamente manejados por la ANSES a través del Fondo de Garantía de Sustentabilidad (FGS). Este traspaso de los activos despierta interés por detectar un posible aumento en la actividad de transacciones basadas en información privada después del anuncio de la medida mencionada. Esta situación permitirá analizar y comparar la magnitud de los costos de información asimétrica entre los dos sub-períodos. Este trabajo, entonces, no sólo estima los distintos coeficientes del componente de selección adversa y el transitorio siguiendo el modelo de Glosten y Harris (1988) para todo el período sino que luego, realiza el procedimiento dividiendo en dos a éste, teniendo en cuenta al anuncio de la estatización de las AFJP. Luego, se realizan pruebas de estabilidad paramétrica para analizar los movimientos de los parámetros alrededor del anuncio.

Los principales resultados muestran que el promedio del coeficiente de selección adversa con respecto al *spread* es inferior a los obtenidos por Glosten y Harris (1988). Al dividir la muestra alrededor del anuncio del cambio de propiedad de los fondos de las AFJP, se observa que cinco de los coeficientes de selección adversa presentan una *caída* luego del anuncio, de los cuales cuatro pertenecen al Fondo de Garantía de Sustentabilidad. Este resultado sugiere que la medida del Gobierno no tendió a un incremento en las transacciones con inversores informados, con lo cual este tipo de transacciones no parecería haber constituido un mecanismo de posibles actos de corrupción por parte de *insiders* de la ANSES.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección 2 presenta el método desarrollado por Glosten y Harris (1988) y los supuestos principales necesarios para la estimación. La sección 3 presenta un desarrollo exhaustivo de la metodología de estimación. En la sección 4 se explica las pruebas de estabilidad paramétrica llevadas a cabo. La sección 5 presenta los datos y las estadísticas descriptivas. En la sección 6 se presentan los resultados obtenidos y se los compara con otros trabajos realizados para Argentina utilizando métodos distintos al de Glosten y Harris. Finalmente, las conclusiones se presentan en la sección 7.

2. El modelo de Glosten and Harris (1988)

El modelo a estimar en este trabajo es el desarrollado por Glosten y Harris (1988). De acuerdo al mencionado trabajo, la literatura existente de microestructura de mercado hasta ese momento identificaba dos principales componentes de la diferencia entre el precio de compra (*ask*) y el precio de venta (*bid*): el componente *transitorio* que refleja, en parte, los costos de inventario, y el componente de *selección adversa*, que refleja la información asimétrica. La idea es que, cuanto mayor sea el nivel de información asimétrica, mayor es entonces el costo de selección adversa para los *dealers* (hacedores de mercado) e inversores desinformados, y, por lo tanto, mayor será el nivel de *spread*. El componente transitorio permite a los creadores del mercado generar ingresos a partir de flujos de órdenes para cubrir los costos de inventario, beneficios de monopolios, etc. Los primeros modelos teóricos de microestructura de mercado sólo consideraban este último componente, considerando que todo el *spread* se debía a factores como rentas de los especialistas, costos de inventario derivados de la aversión al riesgo, y los costes de transacción que el especialista debía pagar. Todos estos factores explican el componente transitorio, que

provoca que los cambios de precios estén negativamente correlacionados. Ejemplos de estos trabajos son los de Niederhoffer y Osborne (1966), Cohen, Maier, Schwartz, y Whitcomb (1979), Blume y Stambaugh (1983), Roll (1984), French y Roll (1986).

Glosten y Harris (1988) es el trabajo empírico pionero en considerar también el componente de selección adversa, que surge de la revisión de las expectativas del hacedor del mercado. El paper mencionado estimó econométricamente estos componentes utilizando series de precios de las acciones comunes del NYSE durante el período 1981-1983. También estima, a través de un modelo de ecuaciones simultáneas, las relaciones entre estos dos componentes y sus influencias en las características de las acciones. El modelo de estimación permite que el componente de selección adversa del spread dependa del tamaño de la orden, de acuerdo a la predicción del modelo de Easley y O'Hara (1987). El mismo predice que este componente debería aumentar con la cantidad transada y, por lo tanto, el spread también lo hace.

Los supuestos sobre las variables utilizadas en Glosten y Harris (1988), son los siguientes:

$$m_t = m_{t-1} + e_t + QZ_t \text{ (proceso del "precio verdadero")}$$

$$P_t = m_t + Q_t C_t \text{ (proceso del precio sin redondear)}$$

$$P_t^0 = \text{Round}(P_t, 1/8) \text{ (proceso del precio observado)}$$

$$Z_t = z_0 + z_1 V_t \text{ (componente de selección adversa del spread)}$$

$$C_t = c_0 + c_1 V_t \text{ (componente transitorio del spread)}$$

$$E_t \sim \text{iid Normal}(f_1(T_t), f_2(T_t) | T_t) \text{ (innovación en la información pública)}$$

$$P_t^0 = \text{precio observado en la transacción } t$$

$$V_t = \text{número observado de acciones transadas en la transacción } t$$

$$T_t = \text{tiempo observado entre las transacciones } t-1 \text{ y } t$$

$$Q_t = \text{indicador no observado para la clasificación del bid/ask de } P_t^0, = +1 \text{ si la transacción } t \text{ fue iniciada por un comprador y } = -1 \text{ si fue iniciada por un vendedor}$$

$$m_t = \text{precio verdadero no observado, que refleja toda la información pública disponible inmediatamente después de la transacción } t \text{ (incluye cualquier información revelada por esa transacción)}$$

$$e_t = \text{innovación no observada en los precios verdaderos entre las transacciones } t-1 \text{ y } t \text{ debido al arribo de información pública}$$

$$Z_t = \text{componente de selección adversa no observado del spread en la transacción } t$$

$$C_t = \text{componente transitorio no observado del spread en la transacción } t$$

Dado que parte de las variables, para llegar a la versión estimable del modelo los autores sugieren expresar las ecuaciones anteriores como el cambio observado de los precios D_t . Definiendo al error de redondeo como $r_t \equiv P_t^0 - P_t = \text{Round}(P_t) - P_t$ entonces:

$$\begin{aligned}
 D_t &= P_t^0 - P_{t-1}^0 \\
 &= P_t + r_t - P_{t-1} - r_{t-1} \\
 &= m_t + Q_t C_t - m_{t-1} - Q_{t-1} C_{t-1} + r_t - r_{t-1} \\
 &= m_{t-1} + e_t + Q_t Z_t + Q_t C_t - m_{t-1} - Q_{t-1} C_{t-1} + r_t - r_{t-1} \\
 &= Q_t C_t - Q_{t-1} C_{t-1} + Q_t Z_t + r_t - r_{t-1} + e_t \\
 &= Q_t (c_0 + c_1 V_t) - Q_{t-1} (c_0 + c_1 V_{t-1}) + Q_t (z_0 + z_1 V_t) + r_t - r_{t-1} + e_t \\
 &= c_0 (Q_t - Q_{t-1}) + c_1 (Q_t V_t - Q_{t-1} V_{t-1}) + z_0 Q_t + z_1 Q_t V_t + r_t - r_{t-1} + e_t \quad (1)
 \end{aligned}$$

En el presente trabajo se realizarán las estimaciones sin tener en cuenta la indivisibilidad de los precios, por lo que la ecuación se simplifica del siguiente modo:

$$D_t = c_0 \Delta Q_t + c_1 \Delta(Q_t V_t) + z_0 Q_t + z_1 (Q_t V_t) + e_t \quad (2)$$

con $t = 1, \dots, T$ y $e_t \sim N(0, \sigma^2)$.

La predicción del modelo de Easley y O'Hara (1987) sugiere que, en esta especificación lineal del componente de selección adversa, el término constante tendría que ser cero y la pendiente positiva con respecto a la variable V_t . El hecho de que la constante sea cero se puede entender a partir del efecto de una transacción pequeña, como es poco probable que haya sido iniciada por un inversor informado, no debería llevar a una revisión relevante de expectativas. Esto implica que el componente de selección adversa para pequeñas transacciones sea casi insignificante. En otras palabras, el componente de selección adversa es el término creciente en el tamaño de la orden.

Las consideraciones con respecto a las especificaciones del componente transitorio son ambiguas. El signo del coeficiente del volumen, c_1 , depende de si el costo por acción de la prestación de servicios de liquidez es cada vez mayor, constante o disminuye con el tamaño de la transacción. Si el costo es constante, c_0 será positivo y c_1 igual a cero. Si es creciente, c_1 será positivo. Si es decreciente entonces c_1 será negativo.

Una particularidad de este modelo es que a diferencia de D_t y V_t , el indicador de clasificación Q_t no es observado. Sin embargo, Q_t tiene una función de distribución conocida, lo que permitirá estimar el modelo por máxima verosimilitud.

La variable no observada Q_t

La variable Q_t tiene solamente dos valores posibles: -1 y 1. Sin embargo, el mismo no es observado, lo cual complica el proceso de estimación del modelo (1). Si se asume que se conoce la función de distribución de Q_t puede llegarse a una solución de este problema. Glosten y Harris (1988) proponen asignarle a Q_t una función de distribución Bernoulli con parámetro 0,5 por lo que cada valor posible de Q_t tendrá una probabilidad de ocurrencia de un 50%. Así, la función de distribución tendría la siguiente forma:

$$h(Q_t) = 0.5 \text{ para } Q_t = \{-1; 1\} \quad (3)$$

Como alternativa, Lee y Ready (1991) presentan el llamado “*Tick Test*”. Según este, la dirección que toma Q puede ser inferida al comparar el precio de la transacción con el de la inmediatamente anterior. A partir de este análisis, es posible clasificar a una transacción en cuatro categorías:

- *Uptick*, el precio en t es mayor que el precio de la transacción anterior
- *Downtick*, el precio en t es menor que el de la transacción anterior
- *Zero-Uptick*, cuando los dos precios son iguales es un *zero-tick*. Si la transacción anterior fue un *uptick*, entonces se clasifica a Q como un *Zero-Uptick*.
- *Zero-Downtick*, al igual que un *Zero-Uptick*, sólo que si la transacción anterior fue un *downtick*, entonces se clasifica a Q como un *Zero-Downtick*.

En este trabajo sólo se utilizaron las dos primeras clasificaciones del *tick-test*. Por lo tanto, el valor de Q_t dependerá de la dirección de la variación del precio (D_{t-1}) de la siguiente forma:

$$Q_t = -1 \text{ si } D_{t-1} < 0$$
$$Q_t = 1 \text{ si } D_{t-1} > 0$$

En los casos en que no exista variación de precios, es decir $D_{t-1} = 0$, se seguirá utilizando la forma (3) propuesta por Harris. De esta forma, se reduce la aleatoriedad de Q_t ya que en los casos con $D_{t-1} \neq 0$ tendrá un valor “conocido”, manteniéndose la aleatoriedad sólo cuando $D_{t-1} = 0$.

Por lo tanto, para estimar el modelo (2) en este trabajo se supondrá que Q_t presenta la siguiente forma:

$$Q_t = \begin{cases} -1 & \text{si } D_{t-1} < 0 \\ \{-1; 1\} & \text{con fdp } h(Q_t) = 0.5 \text{ si } D_{t-1} = 0 \\ 1 & \text{si } D_{t-1} > 0 \end{cases} \quad (4)$$

Al tener Q_t una distribución conocida será posible resolver el problema de la estimación con el método de máxima verosimilitud.

3. Metodología de estimación

La estimación por el método de máxima verosimilitud permite estimar el spread a partir de series de precios que no están identificados como un precio bid o ask, es decir iniciado por el comprador o por el vendedor. Con las consideraciones anteriores la estimación del modelo consiste entonces en utilizar las variables D_t y V_t observadas y la variable Q_t no observada pero con distribución conocida.

El procedimiento se resume del siguiente modo, si se parte de la distribución (3) para Q_t propuesta por Harris:

$$h(Q_t) = 0.5 \text{ para } Q_t = \{-1; 1\}$$

y teniendo en cuenta que $\Delta Q_t = Q_t - Q_{t-1}$, el modelo (2) puede re-expresarse como:

$$D_t = c_0 Q_t - c_0 Q_{t-1} + c_1 (Q_t V_t) - c_1 (Q_{t-1} V_{t-1}) + z_0 Q_t + z_1 (Q_t V_t) + e_t$$

El lado derecho presenta cuatro combinaciones posibles de valores para $\{Q_t; Q_{t-1}\}$, cada una con la misma probabilidad de ocurrencia:

$$h(Q_t, Q_{t-1}) = \frac{1}{4} \text{ para } \{Q_t, Q_{t-1}\} = \{1; 1\}, \{-1; 1\}, \{1; -1\}, \{-1; -1\}$$

De esta forma, hay cuatro ecuaciones posibles dados los valores de Q_t y Q_{t-1} :

$$\begin{aligned} D_t &= c_1 \Delta V_t + z_0 + z_1 V_t + e_t & \text{si } Q_t = 1 & \text{ y } Q_{t-1} = 1 \\ D_t &= -2c_0 - c_1(V_t + V_{t-1}) - z_0 - z_1 V_t + e_t & \text{si } Q_t = -1 & \text{ y } Q_{t-1} = 1 \\ D_t &= 2c_0 + c_1(V_t + V_{t-1}) + z_0 + z_1 V_t + e_t & \text{si } Q_t = 1 & \text{ y } Q_{t-1} = -1 \\ D_t &= -c_1 \Delta V_t - z_0 - z_1 V_t + e_t & \text{si } Q_t = -1 & \text{ y } Q_{t-1} = -1 \end{aligned}$$

Si Q_t y Q_{t-1} son desconocidos debe buscarse la función de distribución de D_{t-1} marginal con respecto a Q_t y Q_{t-1} que será:

$$\begin{aligned} k(D_t | V_t, V_{t-1}; \theta) &= \frac{1}{4} [N(c_1 \Delta V_t + z_0 + z_1 V_t; \sigma^2) + N(-2c_0 - c_1 V_t + c_1 V_{t-1} - z_0 - z_1 V_t; \sigma^2) \\ &+ N(2c_0 + c_1 V_t - c_1 V_{t-1} + z_0 + z_1 V_t; \sigma^2) + N(-c_1 \Delta V_t - z_0 - z_1 V_t; \sigma^2)] \\ &\text{Con } \theta = [c_0, c_1, z_0, z_1, \sigma^2] \end{aligned} \quad (5)$$

Luego, se estima $\hat{\theta}$ maximizando la función de verosimilitud formada por:

$$L(\theta; D_t | V_t, V_{t-1}) = \prod_{t=1}^n k(D_t | V_t, V_{t-1}; \theta)$$

Por otro lado, se propuso otra especificación (4) para Q_t en la que depende del signo de D_t . Esto implica que en algunos casos Q_t, Q_{t-1} o ambos podrían considerarse “conocidos”. Teniendo esto en cuenta, la función de verosimilitud a maximizar tendrá una forma ligeramente distinta:

$$L(\theta; D_t) = \prod_{t=1}^n \omega_t$$

Aquí

$$\omega_t = \begin{cases} k(D_t | V_t, V_{t-1}; \theta) & \text{si } D_{t-1} = 0 \text{ y } D_{t-2} = 0 \\ k(D_t | V_t, V_{t-1}, Q_t; \theta) & \text{si } D_{t-1} \neq 0 \text{ y } D_{t-2} = 0 \\ k(D_t | V_t, V_{t-1}, Q_{t-1}; \theta) & \text{si } D_{t-1} = 0 \text{ y } D_{t-2} \neq 0 \\ k(D_t | V_t, V_{t-1}, Q_t, Q_{t-1}; \theta) & \text{si } D_{t-1} \neq 0 \text{ y } D_{t-2} \neq 0 \end{cases}$$

Cada forma posible de ω_t puede obtenerse siguiendo pasos similares a (5). Así, por ejemplo, si $D_{t-1} = 0$ y $D_{t-2} \neq 0$, el valor de Q_{t-1} sería “conocido” (depende del signo de D_{t-2}), por lo que habría dos posibles ecuaciones:

$$\begin{aligned} D_t &= c_0 - c_0 Q_{t-1} + c_1 V_t - c_1 (Q_{t-1} V_{t-1}) + z_0 + z_1 V_t + e_t & \text{si } Q_t = 1 \\ D_t &= -c_0 - c_0 Q_{t-1} - c_1 V_t - c_1 (Q_{t-1} V_{t-1}) - z_0 - z_1 V_t + e_t & \text{si } Q_t = -1 \end{aligned}$$

Así:

$$\begin{aligned} k(D_t | V_t, V_{t-1}, Q_{t-1}; \theta) \\ &= \frac{1}{2} [N(c_0(1 + Q_{t-1}) + c_1(V_t - Q_{t-1}V_{t-1}) + z_0 + z_1 V_t; \sigma^2) \\ &\quad + N(-c_0(1 + Q_{t-1}) + c_1(V_t Q_{t-1} + V_{t-1}) - z_0 - z_1 V_t; \sigma^2)] \end{aligned}$$

Más simple es el caso con $D_{t-1} \neq 0$ y $D_{t-2} \neq 0$, ya que Q_{t-1} y Q_t serían ambos conocidos, por lo que:

$$k(D_t | V_t, V_{t-1}, Q_t, Q_{t-1}; \theta) = N(c_0 Q_t - c_0 Q_{t-1} + c_1(Q_t V_t) - c_1(Q_{t-1} V_{t-1}) + z_0 Q_t + z_1(Q_t V_t); \sigma^2)$$

4. Pruebas de estabilidad paramétrica

Las secciones anteriores mostraron las bases del método de estimación por máxima verosimilitud de un conjunto de parámetros denotados por θ . Por otro lado, es posible pensar que por algún motivo el valor de θ podría cambiar, por ejemplo por cambios regulatorios en el mercado, políticas impositivas, o algún tipo de anuncio como la nacionalización de las AFJP.

En particular, la Ley N° 26.425 del 20/11/08 dispuso el traspaso en especie de los fondos de las AFJP al actual Sistema de Reparto a través del llamado Fondo de Garantía de Sustentabilidad (FGS). Éste está compuesto por diversos tipos de activos financieros, entre ellos, títulos públicos, acciones de sociedades anónimas, tenencias de plazos fijos, obligaciones negociables, fondos comunes de inversión, valores representativos de deuda emitidos en el marco de fideicomisos y cédulas hipotecarias. Como se mencionó en la introducción, este traspaso podría haber despertado sospechas de intensificación de *insider*

trading por parte de inversores allegados a funcionarios públicos que comienzan a tener información privada por su posible nueva posición privilegiada en directorios de empresas, por ejemplo. La pregunta es, entonces, si al menos los precios de mercado luego del anuncio reflejarían mayores componentes de selección adversa como consecuencia de esta medida de gobierno. Este trabajo responde a esta pregunta analizando los cambios en las estimaciones en los coeficientes a partir del anuncio de la nacionalización de las AFJP. Formalmente, la idea es verificar una hipótesis partiendo de:

$$\begin{aligned}\theta &= \theta_1 \text{ para } t = 1, \dots, \tau \\ \theta &= \theta_2 \text{ para } t = \tau + 1, \dots, T\end{aligned}$$

Por lo general, si se realizan las estimaciones para cada período por separado, se obtendrían estimadores $\hat{\theta}_1$ y $\hat{\theta}_2$ numéricamente distintos, aún si los parámetros verdaderos no lo son, esto es: $\theta_1 = \theta_2$. Para comprobar si $\hat{\theta}_1$ es significativamente distinto de $\hat{\theta}_2$ debe realizarse algún tipo de test de estabilidad paramétrica. A continuación se presentan dos tipos de métodos para este test.

4.1 Test de cociente de verosimilitud

El test más comúnmente realizado para estos efectos es el test de cociente de verosimilitud. Esta prueba está basada en que la función de verosimilitud $L(\theta)$ puede expresarse como:

$$L(\theta) = L(\theta_1)L(\theta_2)$$

Por lo tanto, se puede encontrar el máximo $L(\theta)$ buscando por separado los valores de $\hat{\theta}_1$ y $\hat{\theta}_2$ que maximicen a $L(\theta_1)$ y $L(\theta_2)$ respectivamente. Es decir, por un lado, se encuentra a $\hat{\theta}_1$ realizando la estimación para $t = 1, \dots, \tau$ y por otro a $\hat{\theta}_2$ estimando para $t = \tau + 1, \dots, T$. En el caso que se imponga la restricción $\theta_1 = \theta_2$, es decir, que se suponga que los parámetros no cambian a partir de τ , puede obtenerse un $\hat{\theta}_0$ estimando para el período completo:

$$t = 1, \dots, \tau, \tau + 1, \dots, T$$

Esto es, se maximiza la denominada función de verosimilitud restringida $L_R(\theta)$ cuya restricción es $\theta_0 = \theta_1 = \theta_2$. Por otro lado, puede denominarse a $L(\theta_1)L(\theta_2) = L_{NR}(\theta)$ función de verosimilitud no restringida.

Al imponer una restricción, se obtendrá que $L_R(\theta) \leq L_{NR}(\theta)$, por lo que la idea del test LR se basa en probar si la diferencia entre la función restringida y no restringida es significativa. La hipótesis nula de estabilidad paramétrica ($\theta_1 = \theta_2$) es aceptada si la diferencia entre las dos funciones no es significativa

Sea:

$$\lambda = \frac{L_R(\hat{\theta})}{L_{NR}(\hat{\theta})} = \frac{L(\hat{\theta}_0)}{L(\hat{\theta}_1)L(\hat{\theta}_2)}$$

Cuanto menor sea λ , es más probable rechazar la hipótesis nula de estabilidad. En efecto:

$$LR = -2\ln\lambda \sim^a \chi_q^2$$

con $q = ak - k$ grados de libertad, donde k es la cantidad de parámetros estimados (cantidad de parámetros contenidos en θ) y a es la cantidad de “partes” en que se divide el período observado (en este caso $a = 2$). Por lo tanto, en este caso $q = k$.

4.2 Test individual

El test LR prueba de forma global si los parámetros son significativamente distintos al dividir la serie. Sin embargo, en muchos casos es necesario individualizar cuáles parámetros son los que cambian y cuáles no. Más precisamente, la ecuación (2) puede escribirse de la forma:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + e_t$$

Con $t = 1, \dots, T$

donde $y_t \equiv D_t$, $x_t = [Q_t, Q_{t-1}, V_t, V_{t-1}]$ y donde $\alpha = 0$. La idea es dividir la muestra a partir de un momento τ :

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 x_t + e_t \quad \text{para } t = 1, \dots, \tau$$

$$y_t = \alpha_2 + \beta_2 x_t + e_t \quad \text{para } t = \tau + 1, \dots, T$$

pudiendo ocurrir alguna de las siguientes alternativas:

$$\alpha_1 = \alpha_2 \text{ y } \beta_1 = \beta_2 \text{ (ambos parámetros estables)}$$

$$\begin{array}{l}
 \alpha_1 \neq \alpha_2 \text{ y } \beta_1 = \beta_2 \\
 \alpha_1 = \alpha_2 \text{ y } \beta_1 \neq \beta_2 \\
 \alpha_1 \neq \alpha_2 \text{ y } \beta_1 \neq \beta_2 \quad (\text{ambos parámetros son inestables})
 \end{array}
 \left. \vphantom{\begin{array}{l} \alpha_1 \neq \alpha_2 \text{ y } \beta_1 = \beta_2 \\ \alpha_1 = \alpha_2 \text{ y } \beta_1 \neq \beta_2 \end{array}} \right\} \text{ (uno de los parámetros es inestable)}$$

A su vez, el parámetro σ^2 también puede cambiar: $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ ó $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$. Bajo el supuesto que $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ puede probarse individualmente el cambio en cada parámetro a partir de la inclusión de una variable dicotómica δ tal que:

$$\delta_t = \begin{cases} 0 & \text{para } t = 1, \dots, \tau \\ 1 & \text{para } t = \tau + 1, \dots, T \end{cases}$$

De este modo, la ecuación de regresión puede expresarse como:

$$y_t = a + a'\delta_t + bx_t + b'(\delta_t x_t) + e_t$$

donde los estimadores $\tilde{\alpha}_1, \tilde{\alpha}_2, \tilde{\beta}_1, \tilde{\beta}_2$ tendrán la forma:

$$\begin{array}{ll}
 \tilde{\alpha}_1 = \hat{a} & \tilde{\beta}_1 = \hat{b} \\
 \tilde{\alpha}_2 = \hat{a} + \hat{a}' & \tilde{\beta}_2 = \hat{b} + \hat{b}'
 \end{array}$$

De esta forma, si \hat{a}' no es significativamente distinto de 0, se estaría aceptando que $\alpha_1 = \alpha_2$. De lo contrario, se estaría en presencia de un cambio estructural de α , y la dirección de este cambio estaría dada por el signo de \hat{a}' . Análogamente, puede decirse lo mismo de β al observar \hat{b}' . A partir de este método, puede conocerse específicamente qué parámetro es inestable en caso de que alguno lo sea.

5. Muestra y datos

La muestra comprende nueve series de precios de transacciones intradiarios de acciones, las cuales formaron parte del panel líder del Merval desde enero 2007 a diciembre 2009. Estas son Tenaris (TS), Grupo Financiero Galicia (GGAL), Petrobrás Energía Participación (PBE), Siderar (ERAR), Banco Macro (BMA), Pampa Energía (PAMP), Petróleo Brasileiro (APBR), Telecom Argentina (TECO2) y Banco Francés (FRAN). Los datos se

obtuvieron del IAMC (Instituto Argentino de Mercado de Capitales). La muestra fue modificada para excluir *outliers*. En efecto, la variable D_t presenta observaciones extremas, por lo que se procedió a eliminar el percentil 0,1 superior e inferior, en otras palabras, el 0,1% de las observaciones más grandes y el 0,1% de las más chicas. También, siguiendo a Glosten y Harris, quienes truncan la variable V_t a 10.000, en este trabajo se truncan a partir del percentil 99,5 (de este modo se truncan el 0.5% de las observaciones más grandes).

A continuación, la tabla 1 presenta las estadísticas descriptivas de cada una de las acciones anteriormente mencionadas, y resume las estadísticas básicas de las series de datos.

TABLA 1 AQUI

Todas las series presentan la misma cantidad de días de actividad excepto Petrobrás, que tiene 674 días en lugar de 738. La especie que más observaciones incluye en su serie es Tenaris con 385.994 observaciones, mientras que la que menor cantidad incluye es Banco Francés con 82.467. El tiempo promedio entre las transacciones va desde 0,74 a 3,18 minutos. El menor tiempo pertenece a Tenaris y el mayor tiempo a Banco Francés. Con respecto a la cantidad diaria promedio comercializada el valor más alto pertenece a Pampa Energía mientras que el más bajo a Petróleo Brasileiro. El número de cambios de precios es bastante similar entre las especies, excepto para Tenaris que cuenta con el número más alto de cambios de precios. La acción de Pampa Energía presenta la mayor cantidad promedio comercializada por transacción, mientras que la de Petróleo Brasileiro presenta la menor cantidad. La columna titulada como *ObsFin* en la tabla 1 muestra el número de observaciones que finalmente se utilizan luego de eliminar el percentil 0,1 superior e inferior de la variable D_t y truncar la variable V_t partir del percentil 99,5

6. Resultados

6.1. Comparación con resultados de trabajos para Argentina y Latinoamérica

Trabajos de investigación previos analizaron el comportamiento de los precios de acciones alrededor de anuncios corporativos y el nivel de anticipación utilizando estudios de eventos. La idea fundamental que subyace a estos tipos de trabajos es la inferencia acerca del grado de eficiencia informativa en mercados de Bolsa en Argentina y Latinoamérica.

En particular, Seijas (2006) y Sempere (2006) analizan la heterogeneidad de los impactos a partir del método de estudio eventos propuesto por Thompson (1985), el cual

intenta medir el grado de anticipación del mercado a los anuncios públicos. Seijas (2006) analiza al Grupo Financiero Galicia, Banco Macro-Bansud y al Banco Francés. En los tres, se observa cierto grado de anticipación para anuncios de fusiones y adquisiciones, y los de utilidades (cuando éstas son positivas). Encuentra que el Grupo Financiero Galicia muestra una anticipación total a ambos anuncios, como también lo hace el Banco Macro-Bansud. Por otro lado, el Banco Francés presenta una anticipación parcial en las adquisiciones y una anticipación total a las utilidades buenas. Seijas (2006), considerando sólo las acciones ordinarias, obtiene que, en Argentina, de 12 anuncios que se analizan, se observan 5 anticipaciones, por lo que el 42% de los anuncios son anticipados. Por otro lado, en el caso de las ADR que cotizan en Estados Unidos, de 12 anuncios se anticipa sólo uno, por lo que sólo un 8% de los anuncios son anticipados. Siguiendo esta línea, la principal diferencia entre las empresas de América Latina y las de Estados Unidos es que en las primeras se evidencia una mayor anticipación a los eventos, lo que sería consistente con la hipótesis de que hay una mayor filtración de información, asimetrías o conductas de *insider trading* en América Latina. De las empresas argentinas analizadas, el Grupo Financiero Galicia es la que sobresale por presentar más comportamientos coherentes con la hipótesis de presencia de asimetrías informativas, manejos de información o *insider trading*. Comparando resultados, las acciones del Grupo Financiero Galicia son las que presentan la *menor* relación entre el coeficiente de selección adversa y el spread, lo cual contrasta de un modo notorio con el resultado de Seijas.

Por otro lado, Sempere (2006) busca estimar el efecto de los anuncios públicos de firmas de telecomunicaciones latinoamericanas y de Estados Unidos sobre el rendimiento, volumen negociado y volatilidad de los retornos de sus acciones. Encuentra que los anuncios públicos de las firmas de Argentina y México son con regularidad más fuertemente anticipados que los de Chile, Brasil y Estados Unidos. Los resultados sugieren alguna presencia de *insider trading*, pero no es lo suficientemente concluyente. De las empresas argentinas que analiza se encuentra Telecom. Para las acciones de esta empresa, los resultados trimestrales, dividendos y adquisiciones son anticipados parcialmente mientras que las de desinversiones son anticipadas totalmente. En este trabajo, según la relación entre el coeficiente de selección adversa y el *spread* Telecom ocupa el cuarto lugar.

Cruces y Kawamura (2007) utilizan un método alternativo para estimar la intensidad de transacciones sujetas a información privada que incluye pero no se limita al *insider*

trading ilegal. Los autores estiman el denominado PIN (*probability of informed trading*, probabilidad de que en cada transacción una de las partes posea información privada). El primer resultado importante que obtienen es que existe una marcada heterogeneidad del PIN entre las distintas acciones, y esta dispersión ocurre principalmente dentro de cada grupo (país, sectores industriales, etc). Además, el PIN es mucho mayor cuando las acciones son menos líquidas, y los países que tienen un buen marco legal que protege a los inversores tienden a tener menor PIN. Al comparar los resultados de PIN por país, los autores obtienen que el PIN promedio de Argentina es 20.5%. Con respecto a los PIN promedio según el sector de pertenencia, el financiero se ubica en primer lugar con 19.9%, en segundo lugar el industrial con 19.1%, seguido por energía con 16.6%, y en último lugar el sector de comunicaciones con 16.1%.

Como punto de comparación, los coeficientes de selección adversa promedio estimados en este trabajo para cada sector son los siguientes:

- En primer lugar, el sector industrial presenta un promedio de 0,0007015
- En segundo lugar, el sector de comunicaciones con 0,000312
- En tercer lugar, el sector financiero con 0,0002327
- En cuarto lugar, el sector energético con 0,0000331

La mayor similitud entre los dos trabajos se puede observar en el sector energético y el industrial, mientras que el sector industrial ocuparía el segundo lugar según el PIN y el energético el tercer lugar, en este trabajo ocupan el primer y el cuarto lugar respectivamente.

6.1.1 Resultados de las estimaciones

Dada la discusión en las secciones anteriores, se corrieron dos conjuntos de regresiones, uno teniendo en cuenta al período completo y el otro dividiendo en dos la muestra. El objetivo de dividir el período en dos fue poder observar los cambios en los componentes del *bid/ask spread* antes y después del anuncio de la nacionalización de las AFJP. Más adelante se analizarán los resultados de los *tests* de estabilidad para poder observar la dirección de los cambios en los componentes del spread después del anuncio.

Previos a estas estimaciones, se realizaron los *test* de Dickey-Fuller de raíces unitarias para verificar la estacionariedad de las series. Los resultados de los mismos confirman que las variables D_t y V_t son efectivamente estacionarios para todas las especies.

En consecuencia, se procedió a estimar la ecuación (1) por máxima verosimilitud tal como se explicó en la sección 3. La tabla 2 presenta los principales resultados.

TABLA 2 AQUI

Dada la extensión de la tabla 2, la siguiente (tabla 3) resume los resultados más destacables.

TABLA 3 AQUI

Dado que, como se afirma en la introducción, este es el primer trabajo aplicando el método de Glosten y Harris (1988) para medir componentes de selección adversa para acciones cotizantes en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires, conviene comentar los resultados de este trabajo comparando las cifras presentadas en las tablas 2 y 3 con los de Glosten y Harris (1988). El trabajo original obtiene que el promedio de los coeficientes del componente transitorio es 0,0444, mientras que el del componente de selección adversa es 0,0113, siendo de esta manera el primero superior. Aquel artículo calcula el spread promedio mediante la siguiente fórmula.

$$2c_t + 2z_t \quad (6)$$

Aquí c_t denota el componente transitorio y z_t el componente de selección adversa. Glosten y Harris sostienen que a partir de las predicciones de la teoría disponible sobre microestructura de mercados, c_1 y z_0 deberían ser ambos iguales a cero. A partir de esta condición la ecuación (6) se simplifica del siguiente modo:

$$2(c_0 + z_1 V) \quad (7)$$

Al calcular el spread suponiendo una transacción de 1000 acciones, obtienen que el mismo es igual a US\$0,075. En el presente trabajo el valor del spread, utilizando los valores promedio de ambos coeficientes, es de AR\$0,00548. Para poder comparar estos resultados se realizó la razón del coeficiente de selección adversa con respecto al spread. Para el caso de Glosten y Harris se obtiene un valor de 0,1773, mientras que en este se obtiene 0,0497. También, se realizó este ejercicio para cada especie. La tabla 4 resume los resultados. Siderar y Banco Francés son los que presentan los valores más altos siendo el primero de 0,1019 y el segundo de 0,1080.

TABLA 4 AQUI

En base a estos resultados presentados, se identifican dos puntos a resaltar:

- La proporción de coeficientes significativos obtenidos (en relación con el total de la muestra) es superior en este trabajo que en el *paper* original de Glosten y Harris. La cantidad de coeficientes significativos al 1% del componente transitorio que obtienen son 15, por lo que sería un 75% del total. En cuanto al componente de selección adversa, obtienen 11, por lo que sería un 55% del total.
- El promedio de las estimaciones puntuales para los coeficientes de selección adversa con respecto al *spread* es inferior en este trabajo relativo a los obtenidos por Glosten y Harris.

6.2 Resultados de las pruebas de estabilidad paramétrica

6.2.1. Resultados del test LR

El test LR prueba de forma global si los parámetros son significativamente distintos al dividir la serie. El punto de quiebre para esta prueba y las individuales fue el día del anuncio de la estatización de las AFJP, el 21 de noviembre de 2008. El principal resultado de este test es la presencia de inestabilidad para los parámetros en su conjunto para cada parte de la muestra, al rechazar la hipótesis nula de estabilidad paramétrica del *test* para todas las series de las especies.

6.2.1. Resultados de los tests individuales

Los siguientes resultados de los tests de coeficientes individuales se presentan en la tabla 5.

TABLA 5 AQUI

Como se puede observar en la anterior tabla, los siete coeficientes que permanecen constantes entre ambos sub-períodos son los siguientes son:

- Los coeficientes c_1 de Siderar y Petrobrás
- Los coeficientes z_1 para Petróleo Brasileiro, Siderar y Petrobrás
- Los coeficientes c_0 de Petróleo Brasileiro y Siderar

Para aquellas acciones cuyos coeficientes no permanecieron estables, la tabla 6 resume la dirección de los cambios de tales coeficientes.

TABLA 6 AQUI

De la tabla anterior se puede observar que Banco francés, Grupo Financiero Galicia, Telecom, Tenaris y Pampa Energía presentan una caída en el valor de los parámetros para el segundo período. Por otro lado, Banco Macro presenta un aumento en el valor de estos en el segundo período. El parámetro z_1 de Petrobras energía participación permanece constante en el segundo período y c_0 presenta un aumento. Finalmente, los valores de z_1 y c_0 para Petróleo Brasileiro y Siderar permanecen constantes en el segundo período.

Recordemos que la principal motivación de este ejercicio era el anuncio del paso de los fondos de las AFJP al FGS. Por lo tanto tiene sentido focalizarse en el comportamiento de estos coeficientes para las siete especies analizadas en este trabajo incluidas en el FGS y comparándolas con aquellos de las que no están incluidos en el FGS.

En primer lugar se analizará el cambio en los coeficientes de las especies presentes en el FGS. Sólo para dos especies sus coeficientes permanecieron constantes: Siderar y Petrobras. Luego del anuncio de la nacionalización de las AFJP, el de Banco Macro aumentó. Por último, cuatro de los coeficientes disminuyeron: Banco francés, Grupo financiero Galicia, Telecom y Pampa energía.

Para los coeficientes de las especies que no estén presentes en el FGS, no se observa un cambio homogéneo, ya que uno de los coeficientes baja y el otro permanece constante. Por lo tanto, a pesar de que existe heterogeneidad en el movimiento de los coeficientes de las especies que pertenecen al FGS, el cambio predominante es la disminución de estos. Estos resultados sugerirían que no existe evidencia de que exista mayor aprovechamiento de información asimétrica en el mercado.

Otra dimensión de análisis es la del sector al que pertenece cada especie consideradas en el trabajo. Los sectores a los que pertenecen las especies son: Energía, Financiero, Industrial y Comunicaciones. La única especie perteneciente al sector de comunicaciones es Telecom, cuyo coeficiente presenta una caída luego de la nacionalización. Las dos especies pertenecientes al sector industrial son Siderar y Tenaris. Mientras el coeficiente de la primera permanece constante, el de la segunda presenta una caída. En el sector de energía no se observa un movimiento uniforme, ya que el coeficiente de Petróleo Brasileiro y Petrobras permanecen constantes, y el de Pampa Energía cae. Finalmente, en el sector financiero se observan dos movimientos. El coeficiente de la especie Banco Macro sube y los coeficientes de las especies Banco Francés y Grupo Galicia bajan.

7. Conclusiones

En el modelo de información asimétrica el spread se puede dividir en dos componentes, componente transitorio y componente de selección adversa. Este surge de la existencia de inversores que poseen información superior al resto del mercado. A través del método de Glosten y Harris (1988), se analizaron nueve especies en el período comprendido entre enero 2007 hasta diciembre 2009. Se estimó el modelo considerando el período completo y dividiéndolo en dos partes, antes y después de la nacionalización de las AFJP. Esto permitió que, a partir de las pruebas de estabilidad aplicadas, se pudiesen inferir los movimientos de los coeficientes posteriores al anuncio de la estatización.

Como en Glosten y Harris (1988), el promedio de los coeficientes del componente transitorio es mayor que el del componente de selección adversa. El promedio del coeficiente de selección adversa con respecto al *spread* es bastante inferior a los obtenidos por Glosten y Harris. En cuanto a la proporción de coeficientes significativos para los autores un 75% de coeficientes de componente transitorio son significativos al 1% y 55% de coeficientes de componente de selección adversa significativos al 1%. En este trabajo, estos valores son: 89% del primero y 78% del segundo, ambos significativos al 1%.

Las empresas que cotizan en bolsa de valores están sujetas a varias regulaciones entre las que se encuentran algunas destinadas a controlar el comportamiento de los accionistas que poseen acceso privilegiado a la información. En América Latina existen regulaciones de este tipo pero su aplicación es menos rigurosa. De las nueve especies, los coeficientes correspondientes a los costos de selección adversa de cinco acciones se movieron hacia abajo. La mayoría de estas pertenecen al Fondo de Garantía de Sustentabilidad. Los resultados que se obtuvieron sugieren que no existe un mayor aprovechamiento de información asimétrica en el mercado. A pesar de que en la introducción se analizó que el traspaso de activos, junto con la percepción que la disponibilidad de cualquier fondo podría implicar comportamiento de corrupción, con estos resultados se puede concluir que esta conducta no se encuentra reflejada en el mercado analizado.

Una posible línea a seguir a partir de los mismos datos utilizados, sería llevar a cabo las estimaciones con los modelos propuestos en los trabajos de licenciatura de años anteriores que utilizan el modelo de estudios de eventos propuesto por Thompson (1985),

como también el modelo que proponen Cruces y Kawamura (2007). De esta manera, el contraste entre los análisis y resultados podría ser más preciso. Por otro lado, sería de gran interés llevar a cabo las estimaciones teniendo en cuenta la fecha en la que efectivamente entro en vigencia la estatización de las AFJP, el 21 de noviembre de 2008.



8. Bibliografía

- Bagehot, W (1971). "The only game in town", *Financial Analysts Journal* **22**: 12-14
- Blume, M. y R. Stambaugh (1983). "Biases in computed returns: An application to the size effect", *Journal of Financial Economics* **12**: 387-404.
- Campbell, J.Y., Lo, A.W, y Craig MacKinlay A. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press
- Cohen, K., S. Maier, R. Schwartz, y D. Whitcomb (1979). "Market Makers and the Market Spread: A Review of Recent Literature". *Journal of Financial & Quantitative Analysis* **VOL**: pp.
- Copeland, T y Galai, D. (1983). "Information effects on the bid/ask spread". *Journal of Finance* **25**: 383-417
- Cruces, J.J. y Kawamura, E. (2007). "Insider Trading and Corporate Governance in Latin America". En Alberto Chong y Florencio López-de-Silanes (eds) *Investor Protection and Corporate Governance: Firm-level Evidence across Latin America*. Inter-American Development Bank and Stanford University Press: 85-156.
- Easley, D. and O'Hara (1987). "Price, Trade Size and Information in Securities Markets." *Journal of Financial Economics* **19**: 69-90.
- Easley, D. and O'Hara (2003). "Microstructure and Asset Pricing." En Constantinides, G.M., Harris, M, y Stulz, R. *Handbook of the Economics of Finance*. Elsevier B. V.
- French, K. y R. Roll (1986). "Stock Return Variances: The Arrival of Information and the reaction of traders." *Journal of Financial Economics* **17**: 5-26.
- Gould, W., Pitblado, J., y Sribney, W., (2003). *Maximum Likelihood Estimation with Stata*. Stata Press.
- Glosten, L.R., y Harris, L.E., (1988). "Estimating the Components of the Bid-Ask Spread". *Journal of Financial Economics* **21**: 123-142
- Lee, C.M.C, y Ready, M.J., (1991). "Inferring Trade Direction from Intraday Data." *The Journal of Finance* **46**: 733-746
- Niederhoffer, V. y M. Osborne (1966). "Market Making and Reversal on the Stock Exchange." *Journal of the American Statistical Association* **61**: 897-916
- O'Hara, M., (1995). *Market Microstructure Theory*. Blackwell Publishers.

- Roll, R. (1984). “A simple measure of the bid/ask spread in an efficient market.” *The Journal of Finance* **39**: 1127-1139.
- Seijas, M., (2006). “Comportamiento de los precios de acciones del sector bancario alrededor de anuncios corporativos.” Trabajo de Licenciatura, Universidad de San Andrés
- Sempere, G., (2006). “¿Chocolate por la noticia?” Trabajo de Licenciatura, Universidad de San Andrés
- www.anses.gob.ar
- www.clarin.com
- www.lanacion.com



Universidad de
SanAndrés

9. Anexos

Tabla 1. Estadísticas descriptivas por grupo de acciones

La muestra comprende 9 series de precios intradiarios de acciones, Tenaris (TS), Grupo financiero Galicia (GGAL), Petrobrás energía participación (PBE), Siderar (ERAR), Banco Macro (BMA), Pampa energía (PAMP), Petróleo Brasileiro (APBR), Telecom Argentina (TECO2) y Banco Francés (FRAN). *Serie*: Nombre de la especie. *Días*: Cantidad de días que incluye la serie. *Obsvrs*: Cantidad de observaciones que incluye la serie. *Tiempo*: es el tiempo promedio entre transacciones (en minutos). *DesvT*: es el desvío standard del tiempo entre transacciones (minutos). *Precio*: es el precio promedio. *DesvPr*: Desvío standard del precio. *CantDiaria*: es la cantidad diaria de acciones promedio comercializadas. *DesvDiaria*: Desvío standard de la cantidad diaria comercializada. *Cambios*: es la cantidad de transacciones con precio distinto a la anterior. *DesvDT*: Desvío standard del diferencial de precios de transacciones Dt. *ObsFin*: es la cantidad de observaciones que quedan al omitir las colas establecidas por los percentiles. *Cantidad*: es la cantidad promedio comercializada en la transacción. *DesvCant*: Desvío standard de la cantidad promedio por transacción.

| Serie | Días | Obsvrs | Tiempo | DesvT | Precio | DesvPr | CantDiaria | DesvDiar |
|-------|------|--------|--------|-------|--------|--------|------------|------------|
| APBR | 738 | 155332 | 1.7 | 7.68 | 90.22 | 46.17 | 67601.01 | 66906.14 |
| BMA | 738 | 130865 | 2.07 | 9.49 | 7.53 | 2.55 | 644023.33 | 734118.79 |
| ERAR | 738 | 92082 | 2.83 | 9 | 20.44 | 5.59 | 99316.96 | 95449.09 |
| FRAN | 738 | 82467 | 3.18 | 10.12 | 7.57 | 2.94 | 189831.37 | 197120.56 |
| GGAL | 738 | 182754 | 1.55 | 9.56 | 1.88 | 0.85 | 1928910.36 | 1517054.11 |
| TECO2 | 738 | 106077 | 2.49 | 8.12 | 10.87 | 3.67 | 273869.41 | 359432.12 |
| TS | 738 | 385994 | 0.74 | 6.46 | 58.92 | 18.94 | 275605.28 | 237253.15 |
| PAMP | 738 | 205257 | 1.35 | 7.9 | 2.02 | 0.62 | 2990992.43 | 2749600.62 |
| PBE | 674 | 119660 | 2.04 | 8.37 | 3.19 | 0.7 | 889484.52 | 868150.12 |

| Serie | Cambios | DesvDt | Cantidad | DesvCant | ObsFin |
|-------|---------|--------|----------|----------|--------|
| APBR | 59751 | 0.2434 | 321.18 | 2198.41 | 155148 |
| BMA | 39230 | 0.0209 | 3631.9 | 15072.81 | 130682 |
| ERAR | 25936 | 0.0556 | 795.99 | 4940.01 | 91925 |
| FRAN | 26408 | 0.0243 | 1698.81 | 4893.18 | 82319 |
| GGAL | 40114 | 0.0056 | 7789.36 | 17204.4 | 182474 |
| TECO2 | 31273 | 0.0339 | 1905.37 | 7675.61 | 105962 |
| TS | 122949 | 0.1056 | 526.94 | 1417.21 | 385600 |
| PAMP | 37004 | 0.0047 | 10754.09 | 47620.25 | 205028 |
| PBE | 29442 | 0.0074 | 5010.13 | 11033.13 | 119476 |

Tabla 2. Resultados de las estimaciones

La muestra comprende 9 series de precios intradiarios de acciones, Tenaris (TS), Grupo financiero Galicia (GGAL), Petrobrás energía participación (PBE), Siderar (ERAR), Banco Macro (BMA), Pampa energía (PAMP), Petróleo Brasileiro (APBR), Telecom Argentina (TECO2) y Banco Francés (FRAN). Al definir al componente de selección adversa como $Z_t = z_0 + z_1V_t$ y al componente transitorio como $C_t = c_0 + c_1V_t$, en la siguiente tabla se muestran las estimaciones para las constantes y pendientes de ambos componentes para cada grupo de acción para el período completo (T), el período antes de la nacionalización de las AFJP (1°) y el período después de la nacionalización de las AFJP (2°). *** 1%, **5%, *10% nivel de significatividad.

| | C ₀ | | | Z ₀ | | |
|-------|----------------|-------------|-------------|----------------|-------------|-------------|
| | T | 1° | 2° | T | 1° | 2° |
| APBR | 0.0021** | 0.000393 | 0.00410*** | -0.0267*** | -0.0302*** | -0.0230*** |
| BMA | 0.0016*** | 0.00144*** | 0.00181*** | -0.0053*** | -0.00504*** | -0.00590*** |
| ERAR | 0.0029*** | 0.00290*** | 0.00298*** | -0.0106*** | -0.0105*** | -0.0109*** |
| FRAN | 0.0013*** | 0.00204*** | -0.0000319 | -0.0056*** | -0.007*** | -0.00267*** |
| GGAL | 0.0073*** | 0.00086*** | 0.000532*** | -0.0020*** | -0.00228*** | -0.00150*** |
| TECO2 | 0.0026*** | 0.00305*** | 0.00201*** | -0.0088*** | -0.0101*** | -0.00712*** |
| TS | 0.0032*** | 0.00292*** | 0.00360*** | -0.0144*** | -0.0152*** | -0.0139*** |
| PAMP | 0.0007*** | 0.000724*** | 0.000710*** | -0.0020*** | -0.00208*** | -0.00192*** |
| PBE | 0.0006*** | 0.000546*** | 0.000582*** | -0.0020*** | -0.002*** | -0.00206*** |

| | C ₁ | | | Z ₁ | | |
|-------|----------------|---------------|---------------|----------------|--------------|--------------|
| | T | 1° | 2° | T | 1° | 2° |
| APBR | 0.00965*** | 0.0150*** | 0.00336** | 0.000568 | -0.00336 | 0.00375* |
| BMA | -0.000045*** | -0.0000335** | -0.0000669** | 0.000162*** | 0.000138*** | 0.000214*** |
| ERAR | 0.0001 | 0.000178 | -0.0000593 | 0.000742* | 0.000704* | 0.000798 |
| FRAN | -0.00004 | -0.000140** | 0.000186** | -0.000358*** | 0.000511*** | -0.0000150 |
| GGAL | -0.000019*** | -0.0000256*** | -0.0000105*** | 0.0000415*** | 0.0000491*** | 0.0000280*** |
| TECO2 | -0.000044 | -0.0000756 | -0.00000706 | 0.000312*** | 0.000339*** | 0.000332*** |
| TS | 0.0013*** | 0.00143*** | 0.00109*** | 0.000661*** | 0.000766* | 0.000563* |
| PAMP | -0.0000095*** | -0.0000086*** | -0.0000098*** | 0.00002*** | 0.0000183*** | 0.0000211*** |
| PBE | -0.000013*** | -0.0000129*** | -0.0000109 | 0.0000462*** | 0.0000466*** | 0.0000413*** |

Tabla 3. Resumen de los principales resultados.

Promedio: promedio de los coeficientes significativos. N° 1%: cantidad de coeficientes significativos al 1%.
 % sign 1%: proporción de coeficientes significativos. % signif. : Proporción de coeficientes significativos al 1%, 5% y 10%.

| | C ₀ | | | Z ₁ | | |
|-----------|----------------|-------------|-------------|----------------|------------|------------|
| | T | 1° | 2° | T | 1° | 2° |
| Promedio | 0.0152 | 0.001810813 | 0.002040775 | 0.000288 | 0.00003215 | 0.00070706 |
| N° 1% | 8 | 8 | 8 | 7 | 6 | 5 |
| % sign 1% | 89% | 89% | 89% | 78% | 67% | 55% |
| % signif. | 100% | 89% | 89% | 89% | 89% | 78% |



Universidad de
San Andrés

Tabla 4. Spread y relación del coeficiente de selección adversa con respecto al spread.

La columna de la izquierda presenta las especies. C_0 es el coeficiente del componente transitorio. Z_1 es el coeficiente del componente de selección adversa. V es la cantidad de acciones transadas en la operación, en este caso se supuso un tamaño de transacción de 1000 acciones para cada especie. $2.(C_0+Z_1V)$ es el *spread*. $Z_1/2.(C_0+Z_1V)$ es la razón entre el coeficiente de selección adversa y el spread.

| Especies | C_0 | Z_1 | V (Miles) | $2.(C_0+Z_1V)$ | $Z_1/2.(C_0+Z_1V)$ |
|----------|--------|-----------|-------------|----------------|--------------------|
| APBR | 0,0021 | 0 | 1 | 0,00420 | 0,0000 |
| BMA | 0,0016 | 0,000162 | 1 | 0,00352 | 0,0460 |
| ERAR | 0,0029 | 0,000742 | 1 | 0,00728 | 0,1019 |
| FRAN | 0,0013 | 0,000358 | 1 | 0,00332 | 0,1080 |
| GGAL | 0,0073 | 0,0000415 | 1 | 0,01468 | 0,0028 |
| TECO2 | 0,0026 | 0,000312 | 1 | 0,00582 | 0,0536 |
| TS | 0,0032 | 0,000661 | 1 | 0,00772 | 0,0856 |
| PAMP | 0,0007 | 0,00002 | 1 | 0,00144 | 0,0139 |
| PBE | 0,0006 | 0,0000462 | 1 | 0,00129 | 0,0357 |

Tabla 5. Resultados de los tests individuales de estabilidad paramétrica

En la fila superior se incluye el nombre de la especie. La columna a la derecha incluye a las constantes y pendientes del componente de selección adversa y el componente transitorio. I: inestable, indica que los parámetros cambian de un período al otro. E: estable, los parámetros permanecen constantes

| Dicotómicas | APBR | BMA | ERAR | FRAN | GGAL | TECO2 | TS | PAMP | PBE |
|-------------|------|-----|------|------|------|-------|----|------|-----|
| C1 | I | I | E | I | I | I | I | I | E |
| Z1 | E | I | E | I | I | I | I | I | E |
| C0 | E | I | E | I | I | I | I | I | I |
| Z0 | I | I | I | I | I | I | I | I | I |



Tabla 6. Dirección de los cambios de los coeficientes principales post evento

En la fila superior se incluye el nombre de la especie. La columna a la derecha incluye a las constantes y pendientes del componente de selección adversa y el componente transitorio. C: permanece constante. B: baja en el segundo período. S: sube en el segundo período

| Dicotómicas | APBR | BMA | ERAR | FRAN | GGAL | TECO2 | TS | PAMP | PBE |
|-------------|------|-----|------|------|------|-------|----|------|-----|
| Z1 | C | S | C | B | B | B | B | B | C |
| CO | C | S | C | B | B | B | B | B | S |



Universidad de
San Andrés