

LIQUIDEZ Y MARKET MAKERS EN EL MERCADO DE FUTUROS: UN ANÁLISIS CON DATOS DE MUY ALTA FRECUENCIA

José García Montalvo*

WP-EC 98-16

Correspondencia: IVIE
C/. Guardia Civil, 22, Esc. 2, 1º
46020 Valencia. Tel.: 963 930 816 / e-mail: jose.garcia@ivie.es

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, s.a.
Primera Edición Julio 1998
ISBN: 84-482-1833-7
Depósito Legal: V-2717-1998

Los resultados de trabajo del IVIE ofrecen un avance de resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previa a su remisión a las revistas científicas.

* Universitat de València e Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

LIQUIDEZ Y MARKET MAKERS EN EL MERCADO DE FUTUROS: UN ANÁLISIS CON DATOS DE MUY ALTA FRECUENCIA

José García Montalvo

R E S U M E N

Este trabajo analiza la dinámica de los cambios de precios en el mercado de futuros español y sus factores determinantes utilizando datos de transacciones para varios días de negociación. La técnica econométrica utilizada es un probit ordenado que permite acomodar los principales características de dichos datos: cambios en múltiplos de un mínimo e intervalos irregulares de tiempo entre transacciones. Los resultados de la estimación se utilizan para medir la liquidez del mercado y el efecto de la introducción de *market makers* sobre dicha medida de liquidez.

Palabras clave: Microestructura, datos de muy alta frecuencia, liquidez.

A B S T R A C T

This paper analyzes the dynamic behavior of price changes in the Spanish futures market and its determinants using data on transactions observed during several days. The econometric technique is the ordered probit, which allows the accommodation of the main characteristics of the data: price changes are quoted in increments of a minimum and transactions are irregularly spaced in time. The estimates are used to measure the liquidity of the market and the effect of the introduction of market makers on liquidity.

Key words: Microstructure, ultra high frequency data, liquidity.

1. INTRODUCCIÓN

Una señal del avance de la econometría financiera consiste en comprobar como los nuevos medios informáticos han permitido la utilización de datos disponibles con una frecuencia cada vez mayor. Se ha pasado de los datos mensuales de hace dos décadas, a datos semanales, diarios, por horas, por segundos y, finalmente, a datos de transacciones¹ o, lo que Engle (1996) denomina *ultra high frequency data* (UHFD)².

La característica más importante de este tipo de datos, además de su tamaño masivo, es que son recogidos en intervalos irregulares de tiempo. Es cierto que sería posible, y en muchas ocasiones se hace, agregar estos datos por horas (Foster y Viswanathan 1993, Jain y Joh 1988), períodos de cinco minutos (Andersen y Bollerslev 1997) o períodos de un minuto (Zhou 1996). La agregación está esencialmente motivada por la forma habitual de trabajar en econometría: el trabajo con datos que están regularmente espaciados en el tiempo. Sin embargo, esta agregación temporal supone múltiples inconvenientes. En primer lugar es obvio que existe pérdida de información. Pero, además, la agregación puede enmascarar algunos fenómenos de interés como el *clustering* o concentración de las operaciones en determinados momentos.

¿Es importante esta pérdida de información? En las aplicaciones financieras dicha pérdida puede ser muy importante. Muchos modelos recientes en finanzas consideran que el tiempo entre transacciones contiene información importante en la descripción de la dinámica de los precios. Dicha información, tiempo entre transacciones, se pierde por completo cuando se produce la agregación en intervalos fijos de tiempo.

Este trabajo se encuadra en la reciente literatura econométrica sobre UHFD aunque su objetivo fundamental es el estudio de la influencia sobre la liquidez de un mercado financiero de la introducción de *market makers* en concreto en bono nocional a 10 años negociado en MEFF. Estrictamente no se podría hablar de la introducción de *market makers* pues en el mercado de futuros español sobre el bono nocional a 10 años existen lo que en economía financiera se entienden como *market makers* desde el año 1990 en que comenzaron las operaciones. Sin embargo, MEFF RF tomo la decisión a principios de 1997 cambiar algunas reglas de

¹Este no sería el límite pues, como los datos que se utilizan de base para este artículo, se pueden tener datos no sólo de transacciones sino también de mejores *bid* y *ask* incluso sin que existe una transacción.

²El Journal of Empirical Finance ha publicado muy recientemente dos números monográficos sobre datos de muy alta frecuencia. Son particularmente interesantes los artículos de Goodhart y O'Hara (1997) y Engle y Russell (1997b).

funcionamiento del mercado y denominar a algunos de los participantes market makers con el objetivo reconocido de aumentar la liquidez. A diferencia de los otros participantes en el mercado (custodian clearing members, clearing members y non clearing members) los market makers tienen grandes incentivos económicos por mantener un spread pequeño y mejorar la liquidez del mercado. En este trabajo se interpreta el cambio en las condiciones de operación de dichos participantes (market makers), en un sentido no estricto, como la introducción de market makers.

El artículo se divide en 6 secciones. La segunda contiene una descripción de la literatura reciente sobre los modelos financieros estimados con datos de muy alta frecuencia. En la tercera sección se presenta la construcción de la base de datos y sus principales características. La cuarta sección contiene la estimación de los modelos probit ordenado a los cambios en los precios del futuro. En la quinta parte se discute, en función de los resultados de las estimaciones, el efecto del volumen negociado sobre los cambios del precio. Por último, la sección sexta contiene las conclusiones.

2. MODELOS FINANCIEROS Y DATOS UHF

Cada vez es mayor el número de artículos de finanzas empíricas que utilizan como base de datos de muy alta frecuencia. La disponibilidad de dichos datos está llevando a la literatura empírica hacia un horizonte hasta ahora desconocido en la econometría. La mayor parte de los modelos teóricos que se analizan en economía se mueven en lo que se denomina el tiempo lógico: el movimiento desde un estado estacionario al siguiente es simplemente un paso que no tiene referencia temporal. Sin embargo, cuando dichos modelos son contrastados con la realidad se produce un salto desde el tiempo lógico al tiempo real que supone la agregación de multitud de estados estacionarios lo que, sin duda, puede ocultar gran parte de los fenómenos de interés. La gran ventaja de los datos de muy alta frecuencia, por ejemplo transacción a transacción, es que permite el análisis empírico en el mismo tiempo, lógico, que los modelos que le sirven de base. Además, dado que este es el mayor nivel de desagregación que se puede obtener, también es posible contrastar si el tiempo real tiene alguna incidencia sobre el fenómeno que se estudia.

La relación entre el tiempo lógico de los acontecimientos y el tiempo real de los datos agregados es lo que generalmente se denomina deformación del tiempo. El problema no es nuevo

en econometría³ donde se ha analizado generalmente en el contexto de la agregación temporal de datos o la estimación de procesos en tiempo continuo (Stock 1988). En finanzas se han propuesto algunos modelos que contemplan la situación de deformación temporal considerando una estructura que está formulada en términos de transacciones pero que especifica también la distribución de los eventos en tiempo real en línea con Clark (1973) y Tauchen y Pitts (1983).

Más recientemente algunos autores han propuesto la especificación de modelos que tienen en cuenta explícitamente el espaciado irregular de los datos de transacciones. Engle y Russell (1997a) han propuesto recientemente el modelo ACD o modelo de duración condicional autorregresiva donde la intensidad condicional de acontecimientos (por ejemplo transacciones) depende de cuantos acontecimientos hayan tenido lugar desde el último. Engle (1996) contiene una visión globalizadora de este tipo de modelos.

El mismo interés por el problema de la deformación temporal aparece en Hausman et al. (1992). Además, la especificación utilizada es apropiada para analizar la dinámica de los precios y la liquidez del mercado. En este sentido la misma se amolda bien a los objetivos de este trabajo que consiste en obtener un indicador del efecto sobre la liquidez del mercado de futuros sobre el bono nocal a 10 años de la introducción de *market makers*.

El número de *market makers* y su nivel de competencia son puntos críticos para entender la evolución de los precios y el *spread* en mercados financieros. La literatura de finanzas reciente recoge una polémica muy interesante sobre la posibilidad de que la colusión entre los *market makers* pueda hacer aparecer fenómenos como la aglomeración en los *odd-eights* en la negociación en NASDAQ (Harris 1991, Kandel y Marx 1996 o Chistie y Schultz 1994).

Wahal (1997) analiza la entrada y salida de *market makers* en NASDAQ. Con este objeto utiliza datos diarios de precios de transacciones, volumen, número de transacciones y número de *market makers* en cada acción. Dado que la variable endógena es precisamente el número de *market makers* Wahal (1997) estima una regresión de Poisson y concluye que la volatilidad y el *spread* al final de la sesión están relacionados con el número de *market makers* en cada acción⁴.

³Y mucho menos en otras ciencias como la física.

⁴Wahal (1997) estudia también la posibilidad de que exista sesgo de simultaneidad sin encontrar señales del mismo.

El presente artículo tiene un objetivo relacionado pero distinto. Se trata de analizar el efecto de la introducción de *market makers* sobre la dinámica de los precios y el spread de un futuro, en concreto el bono nocial a 10 años negociado en MEFF. Por tanto la cuestión en este caso no es analizar el número de *market makers*, que es fijo, sino explorar las consecuencias de este pseudo-experimento, la introducción de *market makers*, sobre la liquidez del mercado y el *spread*.

3. LOS DATOS

El análisis de la microestructura de un mercado financiero requiere de una riqueza de datos que no tiene comparación con otros estudios sobre modelos económicos. La modernidad y nivel de informatización de la información de muchos mercados financieros⁵ permite la obtención de los datos necesarios para el trabajo detallado que precisan los estudios sobre microestructura financiera.

3.1. La selección de los días

A pesar de lo comentado con anterioridad para reproducir la evolución completa de una sesión el tamaño ingente de la información generada aconsejan la selección de varios días para realizar su análisis en profundidad. Por ejemplo, Goodhart et al. (1994) obtienen datos de siete horas de negociación del sistema electrónico de Reuters, D2000-2, para un día de junio de 1993. Lyons (1995) trabaja con datos que cubren una semana de agosto de 1992.

Como uno de los objetivos del informe es evaluar el efecto de la introducción de los *market makers* en el mercado (que se produjo a principios de 1997) se han seleccionado varios días de negociación del contrato de diciembre de 1996 y varios días del de marzo de 1997. Los datos que aparecen en este informe se refieren siempre al bono nocial a 10 años. Los datos referidos al spread y al mejor bid y ask se han obtenido mediante la reconstrucción informática de la sesión⁶.

⁵MEFF es un claro ejemplo de este punto por la riqueza y detalle de los datos que se almacenan.

⁶Agradecemos a los técnicos de MEFF Renta Fija que realizarán dicha reconstrucción.

La selección de los días no es un proceso trivial. El criterio adoptado en este trabajo se basa en Rosembaum y Rubin (1985) y Rubin y Thomas (1992). En primer lugar se ha construido una base de datos con la información de la negociación del contrato de diciembre 96 y marzo 97. De todos los días se han seleccionada primeramente aquellos a partir de tres meses antes del vencimiento. También se han eliminado los últimos dos días antes del vencimiento resultando una muestra de 146 observaciones. De los días que quedaban se han eliminado también aquellos que tenían una volatilidad extrema o ninguna volatilidad (siempre cercanos al vencimiento). Con esta muestra se ha estimado el *propensity score* utilizando un modelo logit y las variables explicativas de que se dispone con periodicidad diaria que en este caso son: volumen, *open interest*, variación en la tir y volatilidad.

El procedimiento de *matching* de días del contrato de diciembre de 1996 y marzo de 1997 supone la construcción de un modelo de probabilidad para la estimación del *propensity score*. Llamemos x al vector de variables explicativas anteriormente comentado y z a la variable de exposición. En terminología experimental⁷ los días anteriores a 1997 serían el grupo de control ($z=0$) y los días del contrato de marzo de 1997 el grupo tratado ($z=1$). El *propensity score* es la probabilidad condicionada de tratamiento dadas las variables explicativas, $e(x)=Pr(z=1/x)$. Los días de control y tratamiento seleccionados por tener el mismo $e(x)$ tendrán la misma distribución de x . El *matching* exacto en función de $e(x)$ tiende a mantener un balance entre la distribución de los días de control y los días de tratamiento. En términos muy simples, se intenta que los días que componen el grupo de control y de tratamiento y que se comparan con posterioridad, tengan unos niveles compatibles de las variables explicativas x (volumen, precio, etc) para realizar la comparación.

La estimación se realiza usando un modelo logit

$$q(x) \equiv \log[(1-e(x))/e(x)] = \hat{\alpha} + X \hat{\beta}$$

donde $\hat{\alpha}$ y $\hat{\beta}$ son parámetros a estimar, $q(x)$ es el logaritmo de la probabilidad de que pertenezca al grupo de control y x son las variables explicativas utilizadas, en este caso volumen, volatilidad, diferencia de la tir y precio de cierre.

⁷La introducción de los *market makers* se puede considerar como un experimento natural y utilizarse como tal.

Una vez realizada dicha estimación se han obtenido los valores ajustados de la probabilidad. Aleatoriamente se han seleccionado días del primer contrato y se ha realizado una correspondencia con los días del segundo en función del *propensity score* estimado en el modelo logit. Según dicha correspondencia las fechas de los días seleccionados han sido los siguientes:

- de los días de control el 11/11/96, 15/11/96 y 19/11/96.
- de los días en el grupo de tratamiento el 22/1/97, 24/1/97 y 27/2/97.

El cuadro 1 presenta un resumen de las principales características de los días seleccionados.

Cuadro 1: Características Principales de los Días Seleccionados

	11/11	15/11	19/11	22/01	24/01	27/02
VOLUMEN	39885	86896	99131	111745	150125	86681
OPEN INTEREST	61661	64163	67025	60105	63671	59430
# OPERACIONES	2029	5500	5783	6413	8452	5145
VOLATILIDAD	7.62	7.29	7.18	6.88	7.06	5.84
TIR	7.26	6.69	6.88	6.24	6.40	6.33
MÁXIMO	109.08	110.70	111.28	114.98	113.90	113.80
MÍNIMO	108.75	110.15	110.63	114.12	113.30	113.35
CIERRE	108.93	110.38	111.05	114.29	113.43	113.79

3.2. La construcción de la base de datos

Los datos originales contenían, para los días anteriormente mencionados, el mejor bid, el mejor ask, el volumen de los mismos y el precio y volumen de las transacciones así como el segundo en que se producía cada operación o mejora y el orden de las mismas (dado que en un mismo segundo se pueden producir muchas operaciones). Cada registro en la base de datos original contenía el segundo al que se refería el cambio, el identificador (ask o bid o last o volumen ask o volumen bid o volumen last) y el precio (o en su caso el volumen). Un primer análisis de los datos antes de la transformación señala varios hechos muy interesantes respecto a la proporción de las operaciones que aparecen en los ficheros. El cuadro 2 presenta el porcentaje de cada tipo de registro en el fichero original. Es muy significativa la estabilidad de dichas proporciones: las transacciones representan aproximadamente el 50% de las observaciones

mientras que las mejoras de bid y las mejoras de ask suponen el 25%, aproximadamente, cada una. Además, también muestra una asombrosa estabilidad entre días la proporción de cambios de precio bid y ask respecto a los volúmenes bid y ask: por cada precio bid o ask aparecen 2,2 modificaciones del volumen bid o ask. Por modificación se entiende tanto el aumento del volumen como su disminución sin modificación del bid o ask vigente.

Cuadro 2: Proporciones por Tipo de Registro de los Ficheros Originales

	11/11	15/11	19/11	22/01	24/01	27/02	MEDIA
ASK	9.4	8	7.8	7.5	7.5	6.7	7,82
ASKVOL	18.8	16.8	17	18.5	18	18.2	17,88
BID	8.8	8.2	7.9	7.7	7.6	7.1	7,88
BIDVOL	16.9	17.1	16.6	18.7	17.2	17.9	17,40
LAST	23.1	25	25.4	23.8	24.8	25	24,52
LASTVOL	23.1	25	25.4	23.8	24.8	25	24,52
TRANSACCIONES	1856	5275	5635	6286	8252	5002	5384,33

La base de datos final, una vez transformada convenientemente consiste en una serie de registros que contienen el segundo, normalizado a 0 a las 9:00 de la mañana, en que se produce cualquier cambio (*ask*, *bid*, *last*, volumen *ask*, volumen *bid*, volumen *last*) así como el precio ask vigente, el *bid*, el *last*, el volumen *ask*, el volumen *bid*, el volumen *last* y el *spread* vigente calculado como la diferencia entre el precio *ask* vigente y el *bid*. Las operaciones o cambios de *bid* o *ask* que se producen con anterioridad a las 9:00 de la mañana han sido eliminadas⁸. Asimismo, las primeras operaciones con posterioridad al comienzo oficial de la negociación del día han sido utilizadas para calcular los valores iniciales del *bid*, *ask*, *last* y sus respectivos volúmenes.

El cuadro 3 presenta los estadísticos descriptivos que resumen la evolución de cada una de estas variables en cada uno de los días seleccionados. Como se puede comprobar el *spread* medio de los tres días analizados anteriores a 1997 es superior al *spread* medio de los días correspondientes a la actividad de los *market makers*. Las distintas filas contienen la media del

⁸La eliminación de estas observaciones no supone mayor problema dado que, además, los *spreads* asociados a las mismas son muy altos. En general, al comienzo de la negociación de cada día, el *spread* es bastante alto, relativo a la media diaria. Esto es, sin duda, consecuencia de los tanteos iniciales de los operadores.

precio ask, volumen ask, precio bid, volumen bid, last y volumen last (estos dos últimos calculados sólo utilizando los registros donde se ha producido alguna transacción).

Cuadro 3: Estadísticos Descriptivos

MEDIAS	11/11	15/11	19/11	22/01	24/01	27/02
Spread	2.21	1.874	1.867	1.841	1.94	1.618
Ask	10893.7	11037	11090.9	11458	11360.8	11356.9
Vol. ask	35.16	53.81	60.2	71.85	63.5	75.14
Ask ini	51.2%	50.7%	54.3%	51.2%	54.4%	53.8%
Bid	10891.5	11035	11089	11456	11358.8	11355.2
Vol. Bid	37.17	60.76	60.07	76.62	66.79	73.14
Bid ini	48.7%	49.2%	45.7%	48.7%	45.5%	46.1%
Last	10892.1	11036	11090.3	11457	11359.4	11356.1
Vol. last	12.36	13.54	14.44	15.96	15.43	15.08
Dif. seg.	6.71	2.46	2.4	1.97	1.57	2.72
M. PONDER.						
Spread	2.111	1.676	1.666	1.675	1.804	1.467
Ask	10894.9	11036	11088.3	11460	11363.4	11356.4
Vol. ask	29.37	45.56	56.51	57.89	57.88	65.56
Bid	10892.8	11035	11086.6	11459	11361	11354.9
Vol. Bid	30.29	50.66	48.22	67.91	55.02	61.8

El cuadro 3 también contiene las filas ask ini, bid ini y dif. seg. que recogen respectivamente las transacciones donde el precio se ha fijado igual al ask, igual al bid y la diferencia media en segundos entre dos registros (cambio del mejor ask, del mejor bid o transacción). Es interesante comprobar como las operaciones cerradas al ask, que podemos considerar como iniciadas por el comprador, son para todos los días más del 50%. Además, el volumen medio de las transacciones en los días correspondientes al año 1997 es superior al de los días de 1996.

La segunda parte de la tabla contiene la media de algunas de las variables anteriores pero ponderadas por la diferencia en segundos entre una operación y la posterior. En este sentido, por ejemplo, el *spread* ponderado representa el spread medio ponderado por el tiempo que dicho spread aparece reflejado en las pantallas de los operadores. Por ejemplo, un spread pequeño que se mantiene durante muchos segundos “pesa” más en la media que un spread grande que

desaparece en el mismo segundo (aunque esta última situación sea simplemente válida para un ejemplo simplificado, no produciéndose en los datos).

Los gráficos 1-6 contienen la correspondencia entre el tiempo, medido en segundos después de las 9 de la mañana en el eje de ordenadas, y el número de transacciones, medido en el eje de las X. Estos gráficos son especialmente relevantes pues contienen toda la información sobre la frecuencia con la que se están produciendo cambios en las variables consideradas. De hecho, lo que hacen es medir la deformación del tiempo pues presentan el número de transacciones acumuladas hasta un momento concreto del día. Cuanto mayor es la pendiente menor es la frecuencia de las transacciones. Se puede comprobar en dichos gráficos como entre las dos (18000) y las tres de la tarde (21600) la frecuencia de los cambios es mucho menor que durante el resto de la sesión. Dado que los datos están organizados siguiendo un criterio que no tiene en cuenta el que representen intervalos regulares de tiempo estos gráficos es muy importante.

GRÁFICO 1: DÍA 11/11/96 RELACIÓN TIEMPO-TRANSACCIONES

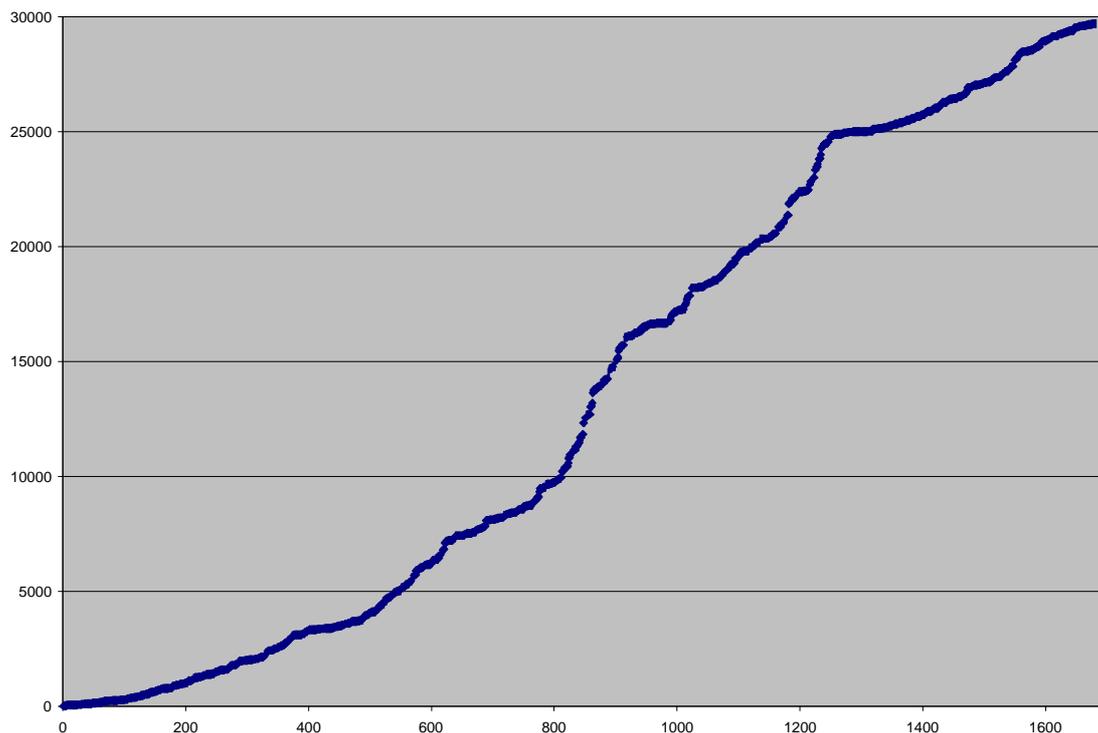


GRÁFICO 2: DÍA 15/11/96 RELACIÓN TIEMPO-TRANSACCIONES

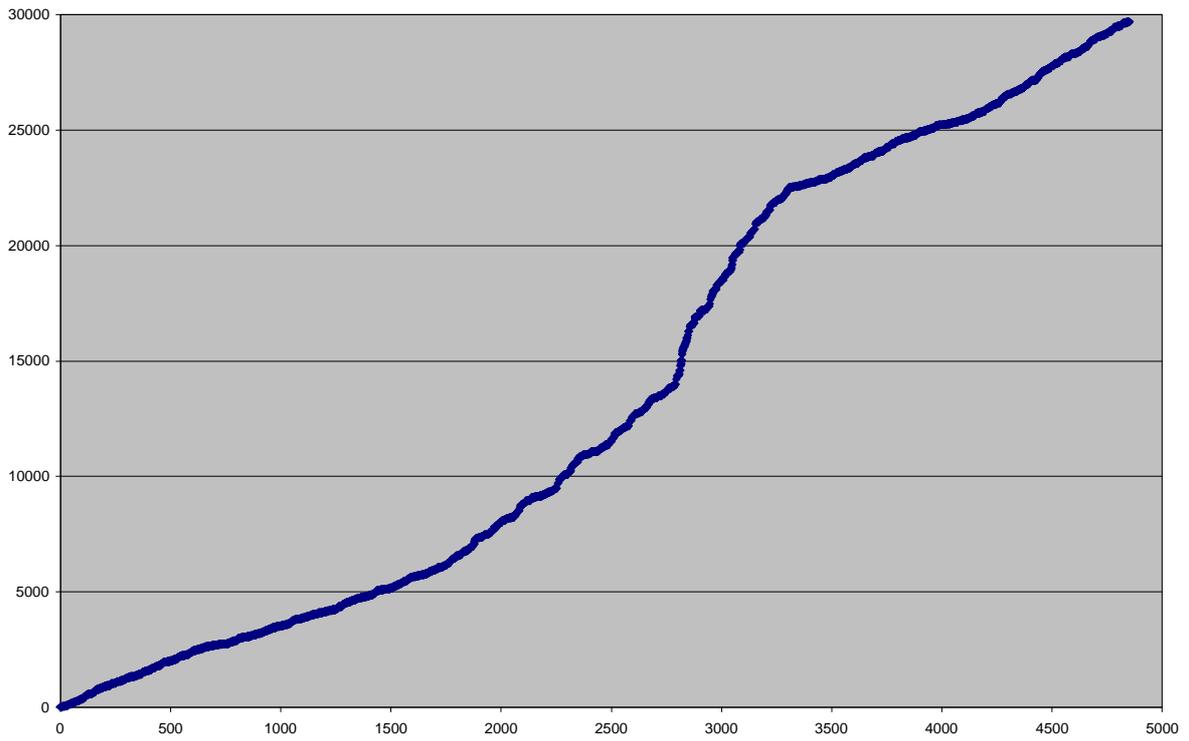


GRÁFICO 3: DÍA 19/11/96 RELACIÓN TIEMPO-TRANSACCIONES

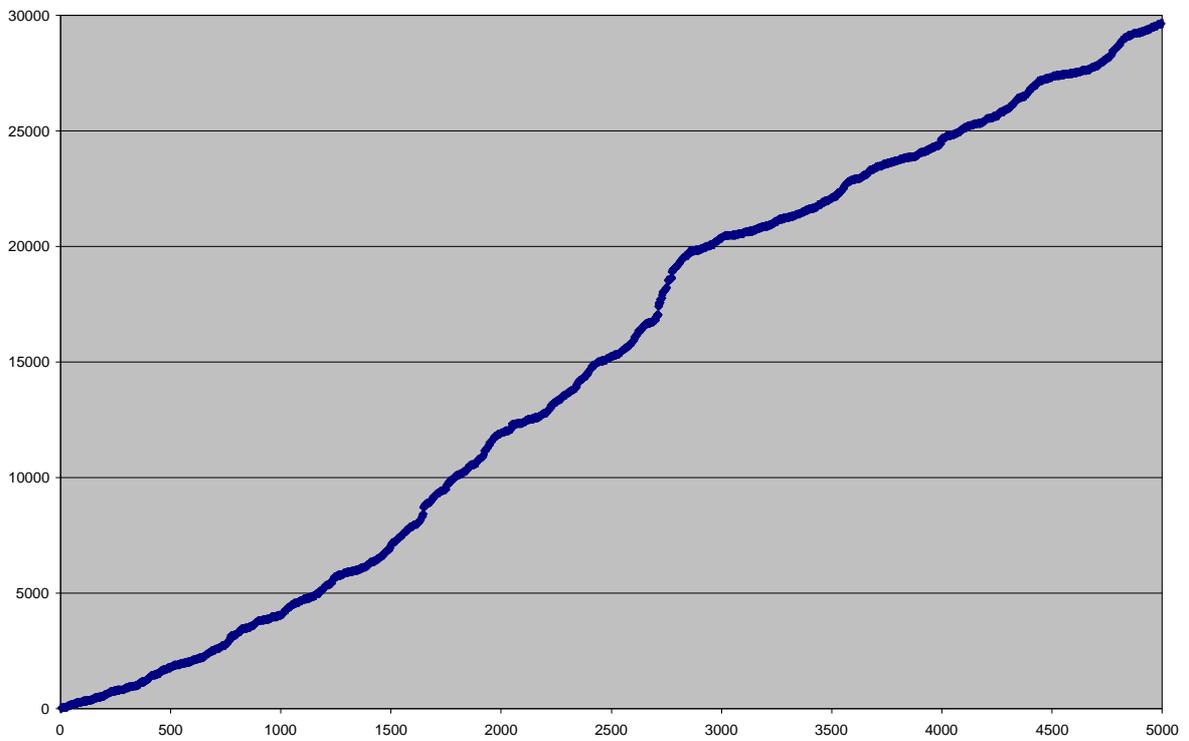


GRÁFICO 4: DÍA 22/01/97 RELACIÓN TIEMPO-TRANSACCIONES

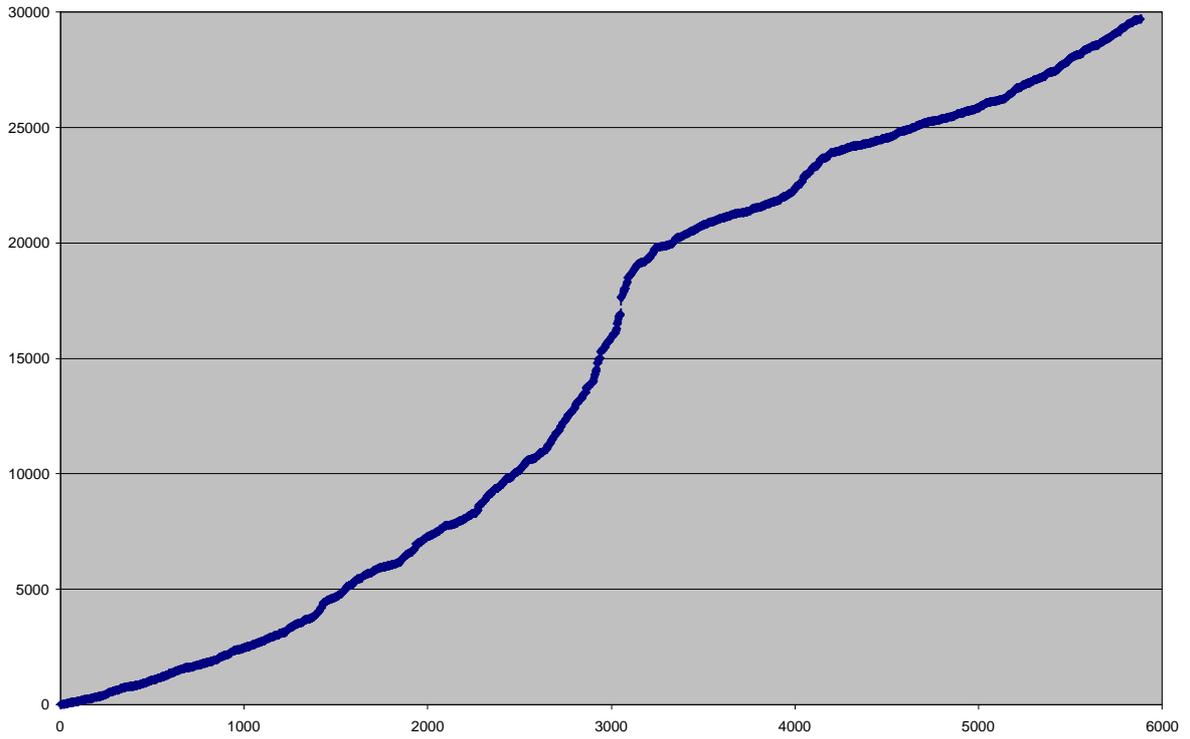


GRÁFICO 5: DÍA 24/01/97 RELACIONES TIEMPO-TRANSACCIONES

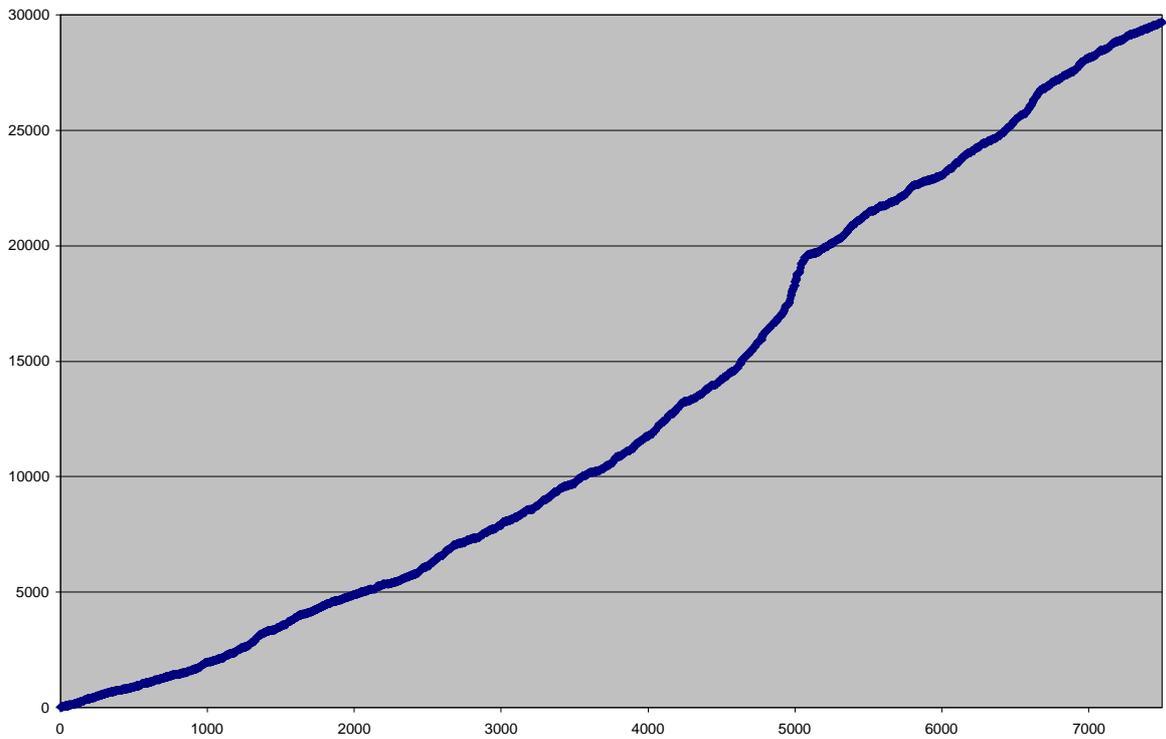
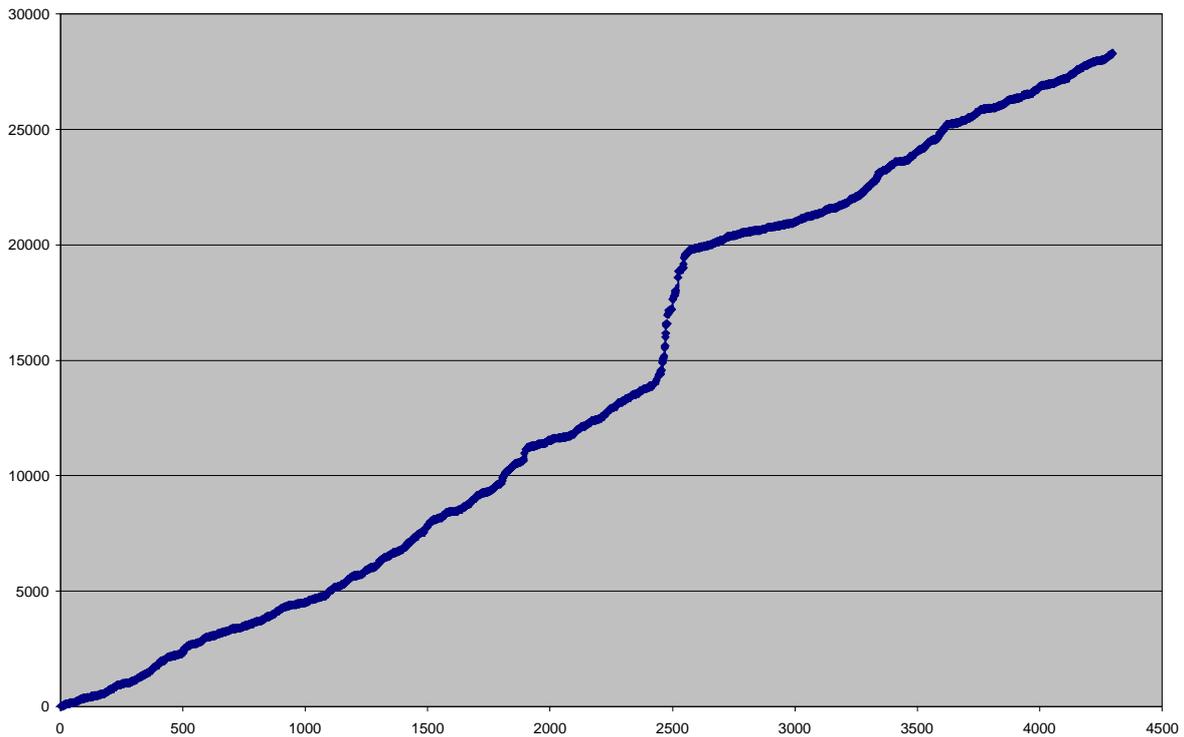


GRÁFICO 6: DÍA 27/02/97 RELACIÓN TIEMPO-TRANSACCIONES



4. MARKET MAKERS, LIQUIDEZ Y DINÁMICA DE PRECIOS.

La evolución de los precios en mercados financieros es una de las áreas de la economía financiera que más atención ha atraído. Para analizar un mercados financieros es preciso estudiar su microestructura: la evolución del *bid/ask spread*, los requerimientos de margen, el grado de competencia en el mercado, el comportamiento de los *market makers*, la frecuencia con la que las órdenes se ejecutan o la volatilidad intradía. Todos estos factores dependen de la dinámica de los precios, que se configura como un elemento esencial en la descripción del funcionamiento de los mercados financieros.

Sin embargo, los modelos financieros habituales suelen caracterizar de forma bastante homogénea los procesos dinámicos de los precios, sin referencia a la microestructura del mercado, usando especificaciones del tipo paseo aleatorio o movimientos Brownianos. Estas modelizaciones no tienen en cuenta varios aspectos de los precios que son importantes:

- a) los incrementos de precios en los mercados financieros se producen en cantidades enteras múltiplos de un mínimo. Por ejemplo, en el contrato de futuro sobre el bono nomenclal a 10 años de MEF la fluctuación mínima, o *tick*, es de 1000 pesetas. Esta característica no puede ser convenientemente recogida por un proceso estocástico en tiempo continuo.
- b) las transacciones en los mercados financieros no se producen en intervalos regulares. El trabajo econométrico con series temporales se base normalmente en intervalos temporales homogéneos (años, meses, días, horas, etc). Sin embargo, las transacciones no se producen en intervalos regulares de tiempo.
- c) el orden en que se reciben la ordenes y su tamaño puede tener un impacto muy importante sobre los precios. Por lo tanto es necesario analizar la distribución de los precios condicional a una secuencia de cambio de precios y volúmenes.

Estas características de los procesos dinámicos de cambio en los precios hace que los modelos habituales de estimación (regresión lineal, etc) no sean adecuados. Dado que la variable a explicar (sea el spread o el cambio en el precio) es discreta (múltiplos de un *tick*) y los intervalos de tiempo son irregulares, la especificación apropiada para este tipo de problemas es el modelo denominado probit ordenado. Esta especificación se puede considerar como una generalización del modelo lineal de probabilidad donde se permiten no linealidades en la relación entre las variables explicativas y la endógena a través de la estimación de las vallas, como se comenta con posterioridad.

Una de las pocas aplicaciones de este modelo a datos de transacciones se encuentra en Hausman et al. (1992) donde se analiza esencialmente el cambio en el precio en una submuestra de la base de datos ISSM (Institute for the Study of Security Markets), que es una de las pocas bases de datos financieras que contiene datos a nivel de transacciones. El estudio se centra en seis acciones y analiza los factores determinantes del cambio de los precios entre transacciones.

4.1. El modelo probit ordenado.

El modelo probit ordenado es una de las pocas técnicas econométrica adecuadas para datos discretos como los resultantes de mercados financieros que funcionan variaciones en *ticks* y, por tanto cambios discretos, e intervalos temporales irregulares.

El primer paso es introducir un poco de notación. Llamemos $P(t_0), P(t_1), \dots, P(t_n)$ a los precios de transacciones observados en los momentos t_0, t_1, \dots, t_n . Llamemos dP al cambio en el precio entre dos transacciones, por tanto

$$dP_k \equiv P(t_k) - P(t_{k-1})$$

donde dicha diferencia es un múltiplo entero de un *tick*. En este punto ya es importante notar que los subíndices k se refieren al tiempo medido en transacciones mientras que el argumento t_k se refiere al tiempo real. En términos de la notación introducida con anterioridad podemos decir que k es el número de la transacción o spread (que aparece en el eje de abscisas) mientras que el tiempo real se representa en el eje de ordenadas de los gráficos 1-6.

Denominemos dP_k^* a una variable aleatoria continua no observable cuya media condicionada es una función lineal de variables explicativas, X

$$dP_k^* = X_k' \hat{\mathbf{a}} + u_t \quad E(u_t | X_k) = 0 \quad u_t \sim N(0, \sigma_k^2)$$

y donde la variable aleatoria u se distribuye independientemente pero no está idénticamente distribuida pues su varianza depende de k .

El aspecto más importante del modelo probit ordenado es la relación entre la variable continua no observable, dP^* , y la variable discreta observable, dP . La intuición es la siguiente: no se producirá un salto discreto, un movimiento de dP , hasta que dP^* supere determinadas vallas. Por similitud con física un electrón no pasa de un orbital a otro hasta que adquiere determinada cantidad de energía. La cantidad de energía es la variable continua y los saltos de orbital son la variable discreta de este ejemplo.

Por tanto, la relación entre dP y dP^* se puede escribir como:

$$dP = \begin{matrix} s_1 & \text{si} & dP_k^* \in (-\infty, \hat{\mathbf{a}}_1] \\ s_2 & \text{si} & dP_k^* \in (\hat{\mathbf{a}}_1, \hat{\mathbf{a}}_2] \\ \dots & \dots & \dots \\ s_m & \text{si} & dP_k^* \in (\hat{\mathbf{a}}_{m-1}, \infty) \end{matrix}$$

donde las \hat{a} 's representan las vallas que, una vez, superadas, implican un cambio de precio de transacción medido en *ticks* y s_i es el número de *ticks* correspondientes, en orden creciente en función de i .

Una primera decisión se refiere a cuantas de esas vallas se deben considerar. Cuantas menos vallas se consideren menor será la resolución obtenida. Por contra, si se utilizan demasiadas pueden haber problemas de identificación dado que no existirán suficientes observaciones para identificar y estimar los valores de la valla. La ventaja de esta modelización es que, llegada a un punto donde los cambios en un determinado número de *ticks* son poco frecuentes, se pueden agrupar hasta el máximo número o el mínimo número como se explica con posterioridad. Este cambio no producirá efectos sobre los estimadores asintóticamente, con lo que la resolución de dP^* no afectará a las propiedades de los estimadores obtenidos.

Por último, se considera la posibilidad que la varianza condicional sea función de variables económicas, que llamaremos W , y que permite reproducir la varianza de un movimiento Browniano e incluso situaciones de heteroscedasticidad condicional tipo ARCH.

De esta forma, la distribución del cambio en el precio observado, dP , condicionada en las variables que explican la media, X , y la varianza, W , viene determinada por los límites de la partición que señalan las vallas y por la distribución de u .

$$\begin{aligned}
 &P(X_k \hat{a} + u_k \leq \hat{a}_1 | X_k, W_k) \quad \text{si } i=1 \\
 P(dP_k = s_i | X_k, W_k) &= P(\hat{a}_{i-1} \leq X_k \hat{a} + u_k \leq \hat{a}_i | X_k, W_k) \quad \text{si } 1 < i < m \\
 &P(\hat{a}_{m-1} \leq X_k \hat{a} + u_k | X_k, W_k) \quad \text{si } i=m
 \end{aligned}$$

Donde $P(. | .)$ indica la probabilidad condicionada.

Si la distribución de la u es gaussiana la distribución condicional será

$$\begin{aligned}
& \mathbf{Ö} \left(\frac{\hat{\mathbf{a}}_1 - X_k / \hat{\mathbf{a}}}{\hat{\mathbf{o}}_k} \right) & \text{si } i=1 \\
= & \mathbf{Ö} \left(\frac{\hat{\mathbf{a}}_i - X_k / \hat{\mathbf{a}}}{\hat{\mathbf{o}}_k} \right) - \mathbf{Ö} \left(\frac{\hat{\mathbf{a}}_{i-1} - X_k / \hat{\mathbf{a}}}{\hat{\mathbf{o}}_k} \right) & \text{si } 1 < i < m \\
& 1 - \mathbf{Ö} \left(\frac{\hat{\mathbf{a}}_{m-1} - X_k / \hat{\mathbf{a}}}{\hat{\mathbf{o}}_k} \right) & \text{si } i=m
\end{aligned}$$

donde $\mathbf{Ö}$ es una función de distribución de una normal estándar. El supuesto de normalidad de los cambios de precios no parece un supuesto alejado de la realidad a juzgar por los gráficos que se presentan con posterioridad. También podría haberse utilizado, por ejemplo, una función logística.

Dada la especificación presentada anteriormente, la función de verosimilitud puede escribirse como

$$\begin{aligned}
L(dP|X, W) = & \sum_{k=1}^n [Y_{1k} \log \mathbf{Ö} \left(\frac{\hat{\mathbf{a}}_1 - X_k / \hat{\mathbf{a}}}{\hat{\mathbf{o}}_k} \right) \\
& + \sum_{i=2}^{m-1} Y_{ik} \left[\log \left(\mathbf{Ö} \left(\frac{\hat{\mathbf{a}}_i - X_k / \hat{\mathbf{a}}}{\hat{\mathbf{o}}_k} \right) - \mathbf{Ö} \left(\frac{\hat{\mathbf{a}}_{i-1} - X_k / \hat{\mathbf{a}}}{\hat{\mathbf{o}}_k} \right) \right) \right] \\
& + Y_{mk} \log \left[1 - \mathbf{Ö} \left(\frac{\hat{\mathbf{a}}_{m-1} - X_k / \hat{\mathbf{a}}}{\hat{\mathbf{o}}_k} \right) \right) \Big]
\end{aligned}$$

donde Y_{ik} es un indicador que es 1 si el valor del cambio de precio, dP , pertenece al estado i , s_i , (por ejemplo dos *ticks*).

4.2. La especificación de las vallas

Anteriormente se ha comentado como el hecho de tener menor resolución usando un número decreciente de vallas, no supone problemas en términos de las propiedades asintóticas de los estimadores del modelo. Sin embargo, la parsimonia que cualquier modelo econométrico supone no debe implicar renunciar a tener un grado de resolución en el cambio de precios que sea aceptable. La única limitación la supone el hecho de que no se pudiera identificar y estimar alguna de estas vallas por falta de observaciones. Esto es lo que sucedería, por ejemplo, en el caso en que

quisiéramos analizar cambios de precios de 8 ticks como una categoría aislada.

Los gráficos 7-12 muestran los histograma de la distribución muestral de los cambios en el precio entre dos transacciones, dP , para los días analizados. Como se puede comprobar las distribuciones resultantes tienen apariencia de normales estando centradas en 0, muy simétricas y con colas muy estrechas. También se puede comprobar en dichos gráficos como la frecuencia con la que aparece valores de cambio de precio entre transacciones superiores a 4 o inferiores a -4 es muy pequeña por lo que se han tomado dichos valores como valores extremos. Por tanto los intervalos se definen para -4 o menos *ticks*, -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3 y 4 o más de 4 *ticks* en los cambios de precios. Este nivel de resolución parece el más adecuado para el problema con el que estamos tratando.

**GRÁFICO 7: DÍA 11/11/96
HISTORAMA DEL CAMBIO EN EL PRECIO**

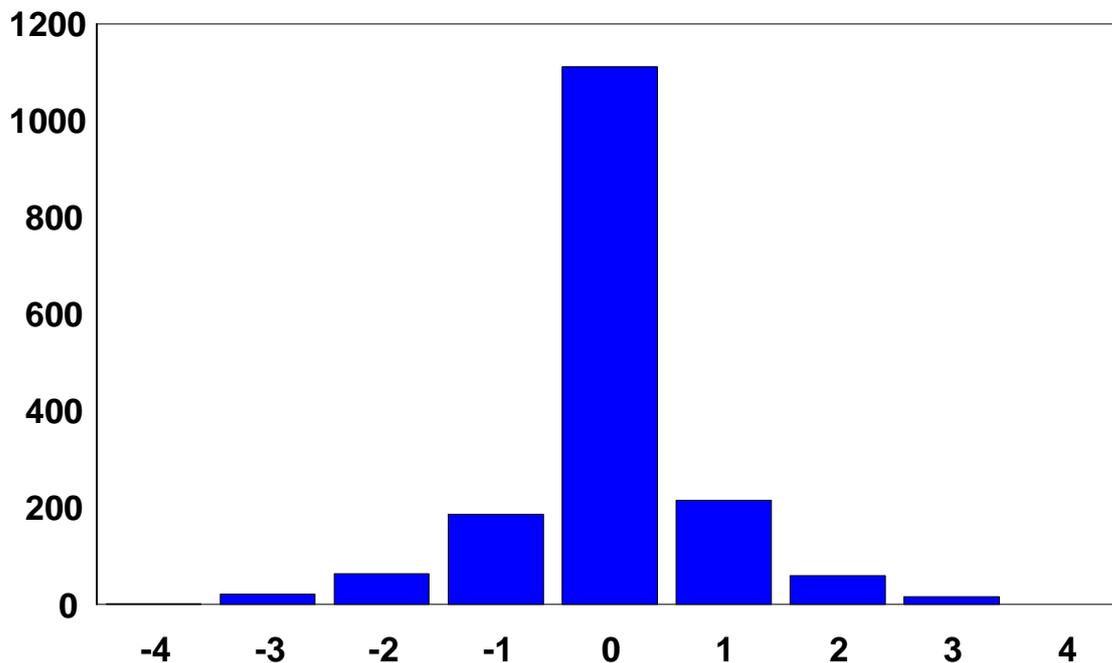


GRÁFICO 8: DÍA 15/11/96
HISTORAMA DEL CAMBIO EN EL PRECIO

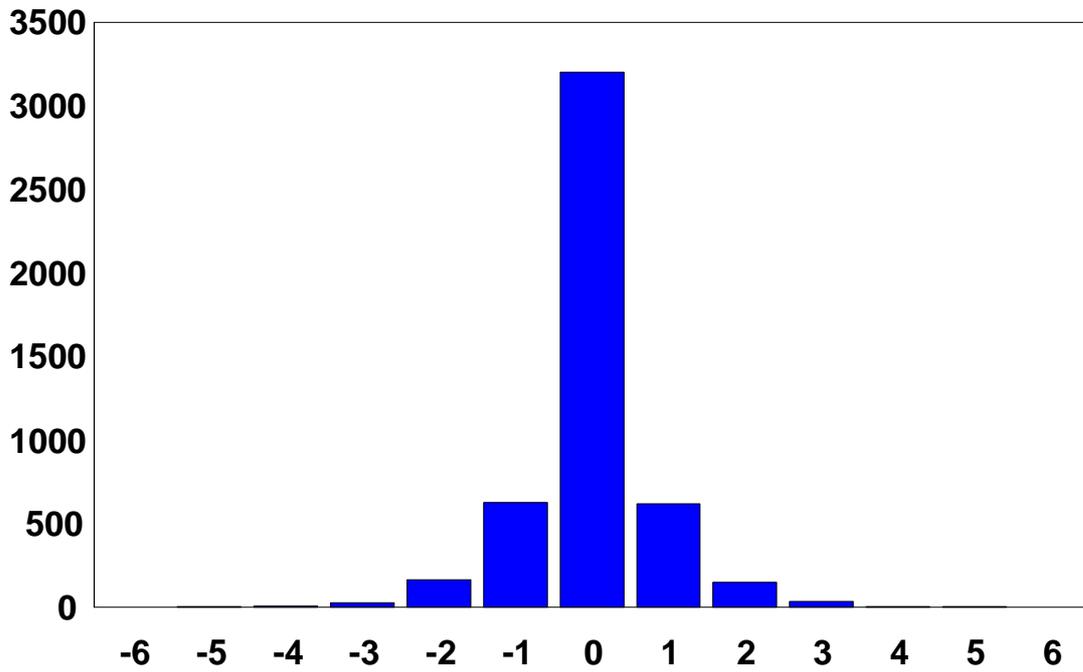
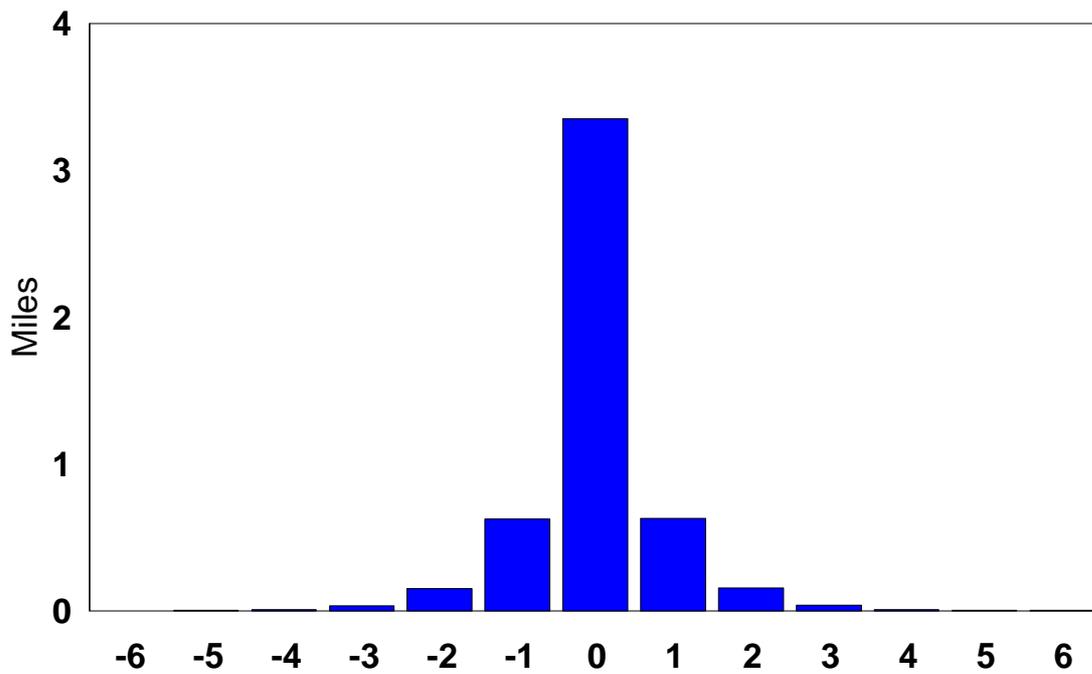
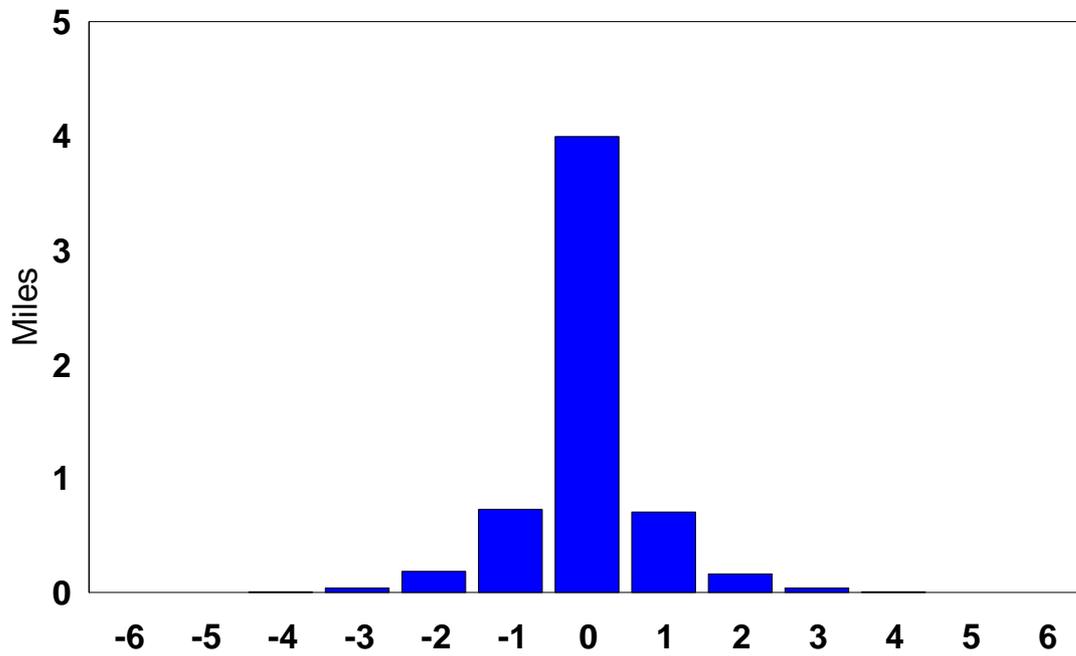


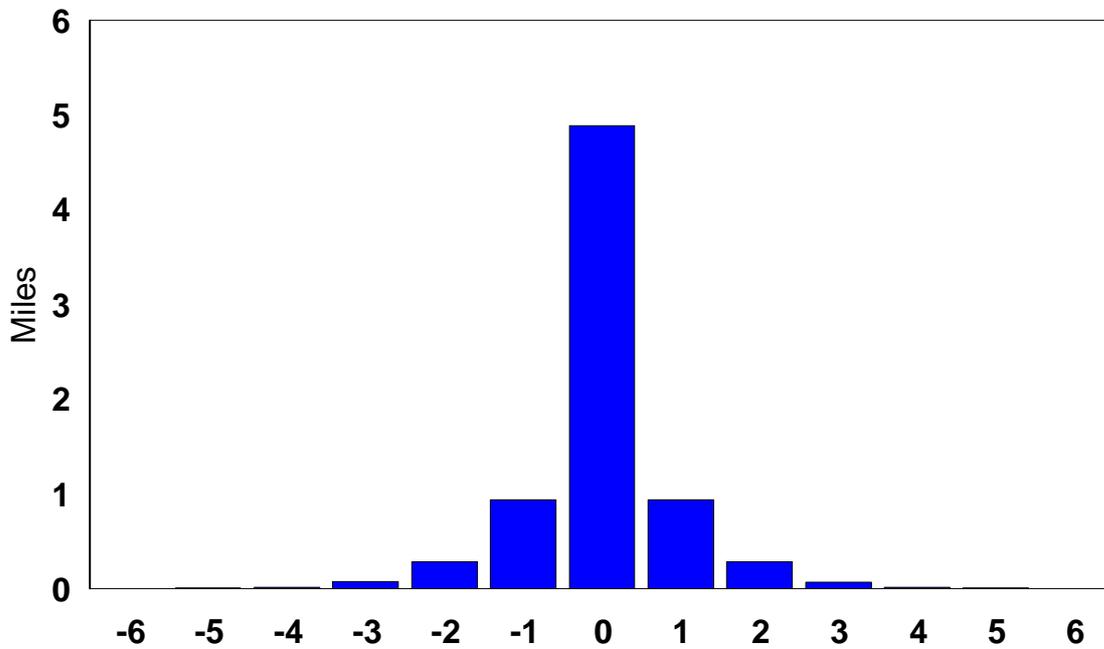
GRÁFICO 9: DÍA 19/11/96
HISTORAMA DEL CAMBIO EN EL PRECIO



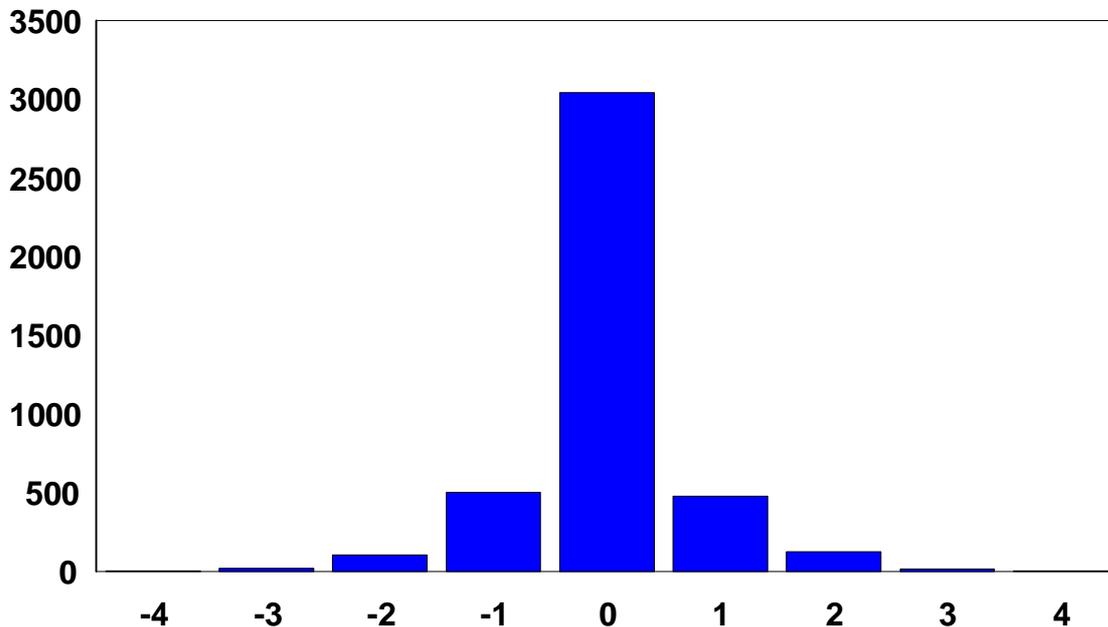
**GRÁFICO 10: DÍA 22/01/96
HISTORAMA DEL CAMBIO EN EL PRECIO**



**GRÁFICO 11: DÍA 24/01/96
HISTORAMA DEL CAMBIO EN EL PRECIO**



**GRÁFICO 12: DÍA 27/02/97
HISTORAMA DEL CAMBIO EN EL PRECIO**



4.3. La especificación de la media y varianza condicionales

Una vez considerada la estructura probabilística del modelo es necesario centrarse en la especificación de la media y la varianza. Una forma muy simple utilizada en modelos de finanzas en tiempo continuo sería suponer que los cambios de precios “virtuales”, dP^* , evolucionan como un proceso Browniano. En este caso simple la especificación de la media y la varianza sería

$$\begin{aligned} X_k / \hat{a} &= \mu \ddot{A}_k \\ \hat{o}_k^2 &= \tilde{a}^2 \ddot{A}_k \end{aligned}$$

donde \ddot{A}_k es la diferencia en segundos entre dos transacciones.

Sin embargo, en principio, cualquier variable que razonablemente pueda afectar a la media o la varianza condicional puede incluirse en el conjunto X o W respectivamente. En principio hay muchas variables que podrían tener influencia en la explicación de la media y la varianza

condicional. La literatura económica ha considerado las siguientes como las más importantes en la especificación de la media condicional:

a) *Tiempo transcurrido entre dos transacciones.*

Desde el principio de este trabajo se ha señalado la importancia de distinguir entre el tiempo real y el tiempo en que se producen las transacciones. Las transacciones se producen en intervalos irregulares de tiempo y, por tanto, presentan una “deformación” en términos del tiempo real. Para permitir que la media y la varianza condicional puedan depender del tiempo real es necesario incluir la variable tiempo transcurrido entre dos transacciones. Además, existen varias teorías sobre el efecto del tiempo en el cambio de precios entre transacciones: algunas señalan que los precios son estables en tiempo real y otras que lo son en el tiempo deformado de las transacciones.

b) *El bid-ask spread.*

Es importante tener en cuenta el efecto del *spread* sobre los cambios de precios pues muchos precios de transacciones observados pueden ser simplemente movimientos desde el precio bid al precio ask o viceversa, también denominado *bid-ask bounce*. Por ejemplo, si en una secuencia se observa que la primera y la tercera transacción son iniciadas por un comprador y la segunda por un vendedor, dicha secuencia mostrara reversión debido únicamente al movimiento de ida y vuelta entre precios bid y ask.

c) *Transacción iniciada por comprador o por vendedor.*

Este indicador tiene por objeto medir si la transacción se produjo al precio bid o al precio ask. En algunos estudios empíricos con datos de transacciones este indicador se construye de forma aproximada asignando un 1 si el precio de transacción es mayor que la media entre el precio bid y ask vigente (por tanto más próxima al ask), un -1 si es menor que la media de dichos precios (por tanto más próxima al bid) y un 0 en caso de que sea exactamente la mitad (Blume, MacKinlay y Terker (1988), Hausman, Lo y MacKinlay (1992)). En el primer caso se considera que la transacción fue iniciada por un comprador y en el segundo por un vendedor. En el caso de que el indicador fuera 0 la interpretación del indicador es indeterminada.

Otros estudios utilizan para construir esta variable el llamado *tick test* que consiste en clasificar una transacción como compra, venta o indeterminada si el precio es mayor, menor o igual que el precio de la transacción anterior.

En este informe no se utiliza ninguna de las aproximaciones anteriores. El indicador se construye de la siguiente forma: si el precio de la transacción es igual al ask entonces el indicador vale 1 y si el precio de transacción es igual al bid el indicador toma valor -1. En la base de datos se da una pequeña proporción de transacciones que se producen dentro del spread (entre un 6% y un 10%). Estas observaciones no se han considerado pues los criterios de asignación anteriormente comentados no son adecuados para estas operaciones.

d) Los retardos de los cambios de precios.

El objetivo de estas variable es controlar por la reversión hacia la media de los cambios de precios. Por tanto, la misión de estas variables es recoger parte de la dinámica de los cambios de precios.

e) El volumen negociado y sus retardos.

Esta variable servirá para analizar el efecto de una transacción de una determinada magnitud sobre los precios. Karpoff (1987) presenta un resumen de la literatura sobre la relación entre rentabilidad y volumen en mercados financieros. Este autor considera que existen dos hechos estilizados que sintetizan dicha relación: el primero es que la correlación entre volumen y cambio de precio es positiva en mercados bursátiles; el segundo señala que la correlación entre volumen y valor absoluto del cambio en los precios es positiva tanto para mercados bursátiles como para futuros. Otro efecto relacionado con la respuesta del volumen a cambios en los precios se refiere a la posibilidad de encontrar asimetrías ante cambios positivos y negativos: las variaciones del volumen asociadas con cambios positivos de los precios son mayores que las asociadas con cambios negativos.

En este trabajo las posibles asimetrías en la relación entre volumen y cambio en el precio vienen recogidas por el producto entre el indicador de compra o venta y el volumen de la transacción, que es el mismo indicador utilizado por Hausman et al. (1992).

El objetivo de este indicador es recoger la posibilidad de que transacciones iniciadas por un comprador, por ejemplo, tiendan a empujar los precios hacia arriba y que las transacciones iniciadas por un vendedor tiendan a empujar los precios hacia abajo (caso que sucedería si el coeficiente de la variable interacción fuera positivo).

En la especificación de la varianza condicional se han considerado como variables el tiempo transcurrido entre dos operaciones y el *spread*. Existe alguna evidencia (Hasbrouck 1991, Huang y Stoll 1997) de que el *bid-ask spread* esta relacionado con el contenido informacional de los precios y su volatilidad.

El cuadro 4 presenta los resultados de la estimación de diferentes especificaciones alternativas para las observaciones del día 15/11/96. La estimación se realizó utilizando el algoritmo ML para maximizar funciones de verosimilitud del programa econométrico TSP y sus resultados se comprobaron con los algoritmos MAXLIK de GAUSS. Los resultados obtenidos con ambos programas son coincidentes y estables ante cambio de las condiciones iniciales ⁹.

Lo primero que destaca es la nula influencia del *spread* sobre la esperanza condicional del cambio en los precios. Este resultado no sorprende ya que en el estudio de Hausman et al. (1992) el *spread* no formaba parte de las variables explicativas de la esperanza condicional. En segundo lugar es importante señalar que, si bien la variable que mide la diferencia en tiempo entre dos transacciones resulta significativa en la esperanza condicional de dZ^* para todas las especificaciones donde la varianza no se estima, en cuanto se utiliza la especificación de la varianza condicional anteriormente comentada la variable pierde su significatividad a nivel de la esperanza condicionada y pasa a ser muy significativa en la explicación de la varianza condicional. El signo positivo del parámetro implica que cuanto mayor es el tiempo transcurrido desde la última operación mayor es la variabilidad.

El hecho de que las anteriores transacciones hayan sido iniciadas por un vendedor o por un comprador tiene importancia en el cambio observado en los precios sólo cuando no se incluye la especificación de la varianza condicional. Cuando se incluyen parámetros a estimar en la varianza condicional la identidad del iniciador de la transacción (comprador o vendedor) pasa a

⁹Todas las estimaciones se realizaron en un ordenador provisto de un procesador Pentium 133 con 16 Mb de memoria RAM. Los tiempos necesarios para obtener los resultados de la estimación oscilan entre los 400 segundos de días con pocas transacciones como el 11/11/96 y los 3000 segundos para días con bastante negociación y estimación de los parámetros de la varianza condicional. En GAUSS estos tiempos eran notablemente inferiores.

ser no significativa¹⁰. Los retardos de los cambios en los precios si que tienen, por contra, un efecto significativo con independencia de la especificación concreta utilizada (media condicionada o combinación de media y varianza condicional). El signo de dichos coeficientes es negativo y decreciente en su impacto sobre el cambio en los precios lo que indica una clara reversión a la media¹¹. Por último, los parámetros de las vallas se estiman con gran precisión en todos los casos lo cual no sorprende dado el elevado número de observaciones que se utiliza

La gran importancia y significatividad de las variables explicativas de la evolución de la varianza condicional implica que la especificación definitiva con la que se deben estimar el resto de los días analizados deba contenerlas. Además, si a la especificación que aparece en la cuarta columna de la tabla 4 se añadiera un tercer retardo de las variables ya retardadas y se elimina la variable *spread* de la media condicional obtendríamos una especificación idéntica a la que aparece en Hausman et al. (1992) lo que facilitaría la comparación con el citado estudio que es pionero en el uso de la técnica econométrica que sirve de base a la estimación realizada en este informe.

Los resultados obtenidos con dicha especificación aparecen en el cuadro 5 donde ya se presenta la estimación para todos los días. Vale la pena destacar los siguientes hechos:

- a) la elevada precisión con la que se estiman las vallas para todos los días.
- b) el *spread* y el tiempo transcurrido entre dos transacciones son muy significativos para explicar la varianza condicional y, en todos los casos presentan un signo positivo.
- c) en los días pertenecientes a 1996 el parámetro del efecto de la identidad del iniciador de la transacción (comprador o vendedor) no es significativo o es sólo marginalmente significativo. El primer retardo es significativo en los días de 1997.
- d) en todos los días la estimación de los retardos en el cambio del precio es negativa y, al menos un retardo, significativo, lo que implica un fenómeno de reversión a la media.

¹⁰A diferencia de los resultados en Hausman et al. (1992) donde dicho efecto era muy significativo. Sin embargo, en otros días, como se comprobará con posterioridad, este efecto es significativo.

¹¹Este mismo efecto aparecía también claramente en el estudio de Hausman et al. (1992).

Cuadro 4: Estimación de Diversas Especificaciones para la Media y la Varianza. Día 15/11/96

Media	parámetro	Z								
SP					0.028	1.514	0.047	0.660		
Ät	-0.003	-2.578	-0.003	-2.579	-0.003	-2.479	-0.011	-1.358	-0.011	-1.417
IBA(-1)	0.069	2.683	0.076	2.939	0.069	2.675	0.026	0.359	0.042	0.571
IBA(-2)	-0.052	-2.104	-0.033	-1.214	-0.051	-2.074	0.005	0.078	0.042	0.543
IBA(-3)			-0.038	-1.524					-0.079	-1.114
VT(-1)IBA(-1)	0.000	-0.237	0.000	-0.309	0.000	-0.192	-0.002	-0.903	-0.003	-1.005
VT(-2)IBA(-2)	0.003	3.692	0.003	3.556	0.003	3.706	0.007	2.748	0.007	2.666
VT(-3)IBA(-3)			0.002	1.827					0.004	1.507
CP(-1)	-0.262	-11.281	-0.273	-11.525	-0.262	-11.326	-0.585	-7.065	-0.610	-7.166
CP(-2)	-0.184	-8.620	-0.203	-8.628	-0.186	-8.697	-0.476	-6.395	-0.516	-6.311
CP(-3)			-0.031	-1.448					-0.078	-1.238
A0	-3.024	-28.034	-3.030	-27.991	-2.969	-26.224	-11.985	-8.807	-12.096	-8.861
A1	-2.532	-40.087	-2.536	-40.053	-2.481	-34.797	-9.047	-9.706	-9.141	-9.795
A2	-1.792	-52.179	-1.794	-52.184	-1.746	-37.931	-5.519	-10.641	-5.597	-10.871
A3	-0.985	-43.329	-0.986	-43.332	-0.940	-25.347	-2.697	-10.535	-2.766	-11.429
A4	0.966	42.756	0.966	42.729	1.011	27.190	2.771	10.594	2.707	11.402
A5	1.776	51.573	1.776	51.558	1.823	39.035	5.624	10.603	5.556	10.797
A6	2.435	40.737	2.437	40.687	2.488	35.707	8.694	9.855	8.618	9.925
A7	3.027	26.285	3.032	26.228	3.089	25.063	12.088	8.673	12.005	8.694
Varianza										
SP							0.899	6.890	0.900	6.881
Ät							0.108	7.149	0.108	7131.000

Z es calculado como el ratio del parámetro sobre la desviación estándar. La desviación estándar se ha calculado a partir de las segundas derivadas usando el procedimiento de Newton.

Cuadro 5: Resultados para los Distintos Días

	11/11/96			15/11/96			19/11/96			22/01/97			24/01/97			27/02/97	
	param	Z1	Z2	param	Z1	Z2	param	Z1	Z2	param	Z1	Z2	param	Z1	Z2	param	Z1
varianza																	
SP	0.195	4.176	3.780	0.900	6.881	6.218	1.184	6.770	5.939	1.166	7.213	6.405	0.952	8.913	7.693	1.635	5.007
Ät	0.016	5.754	5.566	0.108	7.131	6.303	0.103	6.553	5.613	0.112	6.939	6.160	0.152	8.967	8.371	0.111	5.191
cond. mean																	
Ät	0.001	0.358	0.405	-0.011	-1.417	-1.672	-0.004	-0.462	-0.558	0.001	0.107	0.130	-0.020	-2.057	-2.354	0.009	0.914
IBA(-1)	0.094	1.447	1.307	0.042	0.571	0.516	0.089	1.128	1.082	-0.185	-2.307	-2.121	-0.157	-2.412	-2.175	-0.186	-1.582
IBA(-2)	-0.028	-0.403	-0.391	0.042	0.543	0.502	-0.066	-0.784	-0.772	-0.083	-1.043	-0.970	-0.093	-1.435	-1.425	0.116	0.978
IBA(-3)	0.057	0.889	0.810	-0.079	-1.114	-1.088	0.097	1.253	1.220	-0.005	-0.071	-0.070	0.072	1.185	1.186	-0.042	-0.393
VT(-1)IBA(-1)	0.000	-0.093	-0.075	-0.003	-1.005	-0.952	0.002	0.774	0.725	0.008	3.382	3.165	0.006	3.049	3.058	0.008	2.076
VT(-2)IBA(-2)	0.003	1.106	1.264	0.007	2.666	2.576	0.007	2.825	2.814	0.007	2.782	2.444	0.003	1.503	1.512	0.003	0.759
VT(-3)IBA(-3)	-0.002	-0.707	-0.512	0.004	1.507	1.514	0.001	0.269	0.275	0.002	0.841	0.859	0.004	2.174	2.089	0.003	0.746
CP(-1)	-0.254	-4.207	-3.982	-0.610	-7.166	-6.560	-0.994	-8.183	-7.210	-1.005	-8.796	-7.840	-0.743	-10.273	-9.215	-1.596	-6.303
CP(-2)	-0.038	-0.653	-0.651	-0.516	-6.311	-5.729	-0.495	-5.625	-4.918	-0.561	-6.262	-5.963	-0.322	-5.519	-5.154	-0.937	-5.353
CP(-3)	-0.026	-0.488	-0.421	-0.078	-1.238	-1.207	-0.198	-2.782	-2.277	-0.169	-2.466	-2.432	-0.180	-3.568	-3.481	-0.309	-2.746
A1	-5.972	-8.340	-7.270	-12.096	-8.861	-8.047	-13.017	-8.446	-7.073	-13.988	-8.639	-7.708	-11.915	-11.725	-9.084	-19.287	-5.519
A2	-3.912	-11.907	-11.269	-9.141	-9.795	-8.951	-9.757	-9.200	-7.846	-9.670	-9.915	-8.403	-8.579	-12.760	-10.968	-12.715	-6.624
A3	-2.706	-13.392	-13.043	-5.597	-10.871	-9.841	-6.407	-9.876	-8.610	-6.308	-10.562	-9.336	-5.571	-13.690	-12.056	-8.228	-6.910
A4	-1.546	-13.525	-13.156	-2.766	-11.429	-10.420	-3.178	-10.382	-9.155	-3.164	-11.055	-9.835	-2.873	-14.308	-12.600	-4.048	-7.204
A5	1.477	13.602	13.420	2.707	11.402	10.474	3.218	10.233	8.937	3.250	11.153	10.031	2.781	14.207	12.663	4.109	7.211
A6	2.824	13.344	13.229	5.556	10.797	9.841	6.398	9.817	8.416	6.495	10.563	9.473	5.410	13.656	12.060	7.959	6.928
A7	4.139	11.677	11.256	8.618	9.925	8.738	9.574	9.264	7.740	9.727	9.944	8.521	8.364	12.764	10.797	13.218	6.469
A8	6.287	7.172	6.797	12.005	8.694	8.002	13.425	8.297	7.256	13.451	8.998	7.465	11.697	11.382	9.649	18.219	5.774
logl	-1816.770			-4974.140			-5048.280			-5751.750			-8009.950				

- e) mientras en los días seleccionados del año 1996 sólo el segundo retardo del volumen es significativo, en los días de 1997 el primer retardo también es significativo.

5. EL IMPACTO SOBRE EL PRECIO DEL VOLUMEN NEGOCIADO

La cuestión del impacto del volumen sobre el cambio en los precios es muy importante pues determina la liquidez del mercado. Un mercado líquido es aquel donde se puede negociar cualquier volumen con un pequeño impacto sobre el precio o sin ningún impacto. Por lo tanto, en un mercado muy líquido la función de respuesta del precio debe ser muy plana. En el caso que nos ocupa, una de las misiones habituales de la introducción de *market makers* es la de dotar a un mercado con un grado de liquidez superior. El modelo estimado permite dar respuesta a la cuestión sobre el efecto del volumen negociado sobre el precio y, por tanto, si el grado de liquidez del mercado ha aumentado.

Sin embargo, los parámetros estimados que aparecen en el cuadro 5 no pueden ser usados directamente para comprobar el impacto del volumen negociado sobre el cambio en el precio. Dos son los motivos. En primer lugar los parámetros de este modelo representan el efecto marginal sobre la variable no observable dP^* y no sobre el cambio en el precio. En segundo lugar, las variables aleatorias u no están idénticamente distribuidas, por tener distinta varianza, lo que hace la evaluación del impacto del volumen sobre el precio sea muy compleja impidiéndose la comparación directa de los estimadores obtenidos para distintos días.

La forma correcta de realizar la comparación del impacto del volumen sobre el cambio en los precios, y por tanto analizar la liquidez comparada de los días anteriores y posteriores a la entrada de los *market maker*, es calculando el impacto que la media condicional tiene sobre la distribución condicional de los cambios en los precios, dP , y no de dP^* . Para realizar este cálculo es necesario sustituir los parámetros estimados en la función de distribución del modelo probit ordenado y elegir unos valores particulares para las variables X , computando las probabilidades explícitamente. Los valores que se han tomado como base son la media de la diferencia en segundos entre dos operaciones (Δt), la media del spread (SP) y la media del volumen por el indicador bid-ask retardada dos y tres períodos ($VT(-2)IBA(-2)$ y $VT(-3)IBA(-3)$). El indicador IBA y sus retardos se fijan en 1, lo que significa que el escenario que estamos analizando se produce después de tres transacciones al precio *ask* o compras. Por último, se consideran dos

secuencias alternativas de cambios en los precios: que los tres cambios anteriores hayan sido de 1/1/1, o lo que es lo mismo que el precio de las transacciones ha subido en los últimas tres operaciones en 3 ticks, o que hayan sido 0/0/0 y, por tanto, que las últimas tres transacciones se hayan producido sin modificación en el precio¹².

El cuadro 6 muestra los resultados del cálculo comentado con anterioridad. En primer lugar aparece la fila que señala el efecto de que la última transacción haya sido de 10 contratos¹³. En principio puede sorprender que su efecto sobre el precio sea negativo aunque una vez analizado no es tan sorprendente. La situación supone que las últimas tres operaciones han sido compras por lo que la siguiente transacción tiene una probabilidad alta de ser una venta y, por tanto, de que se produzca un cambio negativo en el precio al moverse del ask al bid. La solución a este problema pasaría por la inclusión del valor contemporáneo del indicador IBA. El problema es que IBA y el cambio en el precio se determinan simultáneamente y, por tanto, los estimadores obtenidos estarían sesgados por la endogeneidad de indicador IBA.

Cuadro 6: Efecto del Volumen sobre el Cambio en el Precio

SECUENCIA	CP	VOL.	11/11/96	15/11/96	19/11/96	22/01/97	24/01/97	27/02/97
1/1/1	E(CP)	10	-0.0556	-0.2384	-0.3087	-0.3533	-0.2930	-0.4485
	ÄE(CP)	50	0.0484	0.0628	0.0560	0.0696	0.0599	0.0493
	ÄE(CP)	100	0.1087	0.1404	0.1249	0.1545	0.1338	0.1093
	ÄE(CP)	200	0.2298	0.2942	0.2603	0.3197	0.2793	0.2247
0/0/0	E(CP)	10	0.0565	0.0339	0.0284	-0.0083	-0.0039	-0.0165
	ÄE(CP)	50	0.0483	0.0617	0.0539	0.0653	0.0580	0.0433
	ÄE(CP)	100	0.1090	0.1394	0.1217	0.1474	0.1309	0.0976
	ÄE(CP)	200	0.2328	0.2990	0.2602	0.3161	0.2793	0.2083

Una solución alternativa es considerar cambios en la media condicional para transacciones de tamaño superior a 10 contratos. En el cuadro se presenta el cambio esperado en el precio, en *ticks*, de un aumento desde 40 contratos en el tamaño del contrato (de 10 a 50) y, sucesivamente, aumentos de 90 y 190 contratos. Como se puede comprobar en el paso de 10 a 50 contratos se

¹²Obviamente, igual como se consideran los escenarios comentados se podría construir cualquier escenario que se considerara razonable para el mercado de futuros.

¹³En el caso de los días de 1996, dado que el primer retardo del volumen no es significativo, se considera que los 10 contratos se refieren al segundo retardo del volumen.

produce, en el caso de que la secuencia anterior de cambios de precios haya sido 1/1/1, un aumento que oscila entre 0.048 y 0.069 ticks. En el paso de transacciones de 10 contratos a transacciones de 100 contratos se estima un valor entre 0.108 y 0.154 ticks y así sucesivamente.

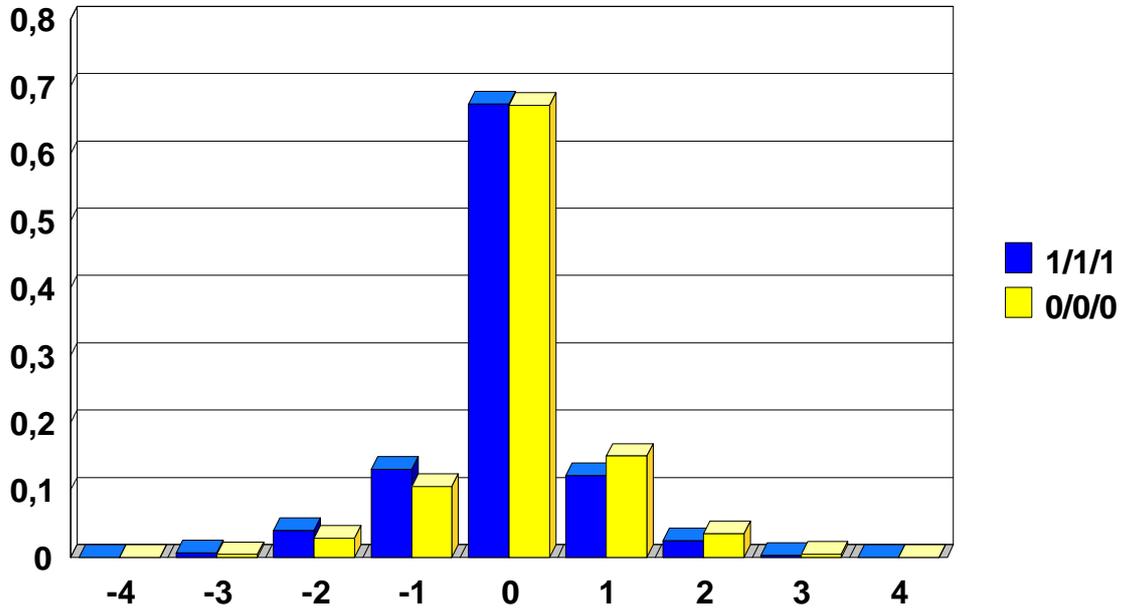
Para el caso de que la secuencia anterior haya sido de transacciones sin movimiento en el precio, es muy interesante notar como en los días de 1996 la esperanza condicionada del cambio en el precio cuando el volumen anterior ha sido de 10 contratos es positivo directamente. Por tanto, después de tres compras al *ask*, cuando el volumen medio de las transacciones penúltima y antepenúltima es la media del día, si la siguiente transacción es de 10 contratos esto empuja hacia arriba el precio entre 0.056 y 0.028 *ticks*. Sin embargo, para los días de 1997 se sigue produciendo el mismo fenómeno que con anterioridad: si el volumen anterior es de 10 contratos el *bid-ask bounce* provoca que el cambio en el precio sea negativo¹⁴.

Los gráficos 13-18 muestran las distribuciones de probabilidad del número de ticks del cambio de los precios para las dos secuencias 1/1/1 y 0/0/0. Obviamente, la distribución de probabilidad en el primer caso está desplazada a la izquierda respecto a la segunda, lo que sucede para todos los días. Las medias que aparecen en el cuadro 6 se obtienen a partir de las probabilidades de estos gráficos y el cambio de precios asociados a las mismas.

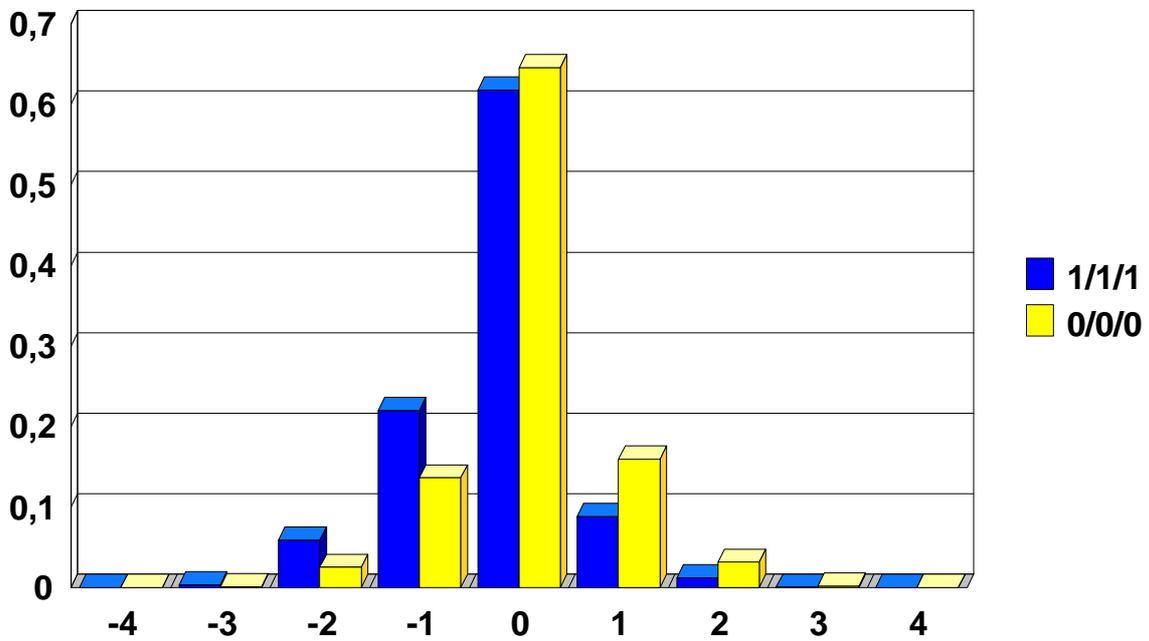
Lo más importante es comprobar como los movimientos de precios para los mismos volúmenes son muy parecidos en los días de 1996 y en los días de 1997 por lo que cabe concluir que la existencia de *market makers* no ha aumentado la liquidez del mercado, entendiendo por liquidez la posibilidad de negociar sin provocar modificaciones de los precios.

¹⁴En el estudio original de Hausman et al. (1992) también se constata que para volúmenes bajos el cambio en el precio es negativo.

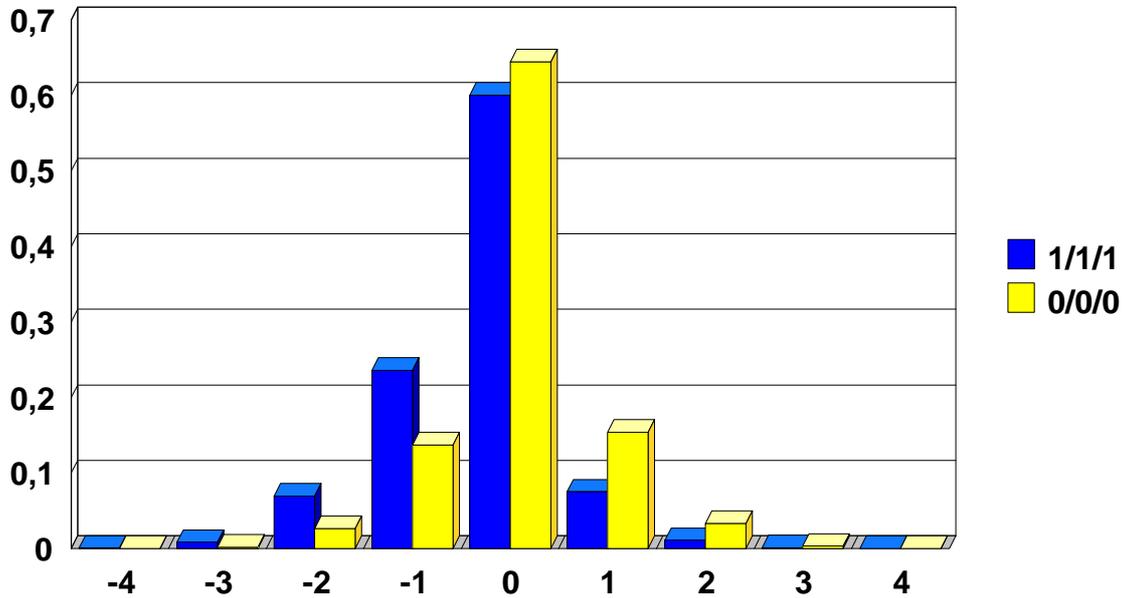
**GRÁFICO 13: PROBABILIDADES DE CAMBIO DE PRECIO
DIA 11/11/96**



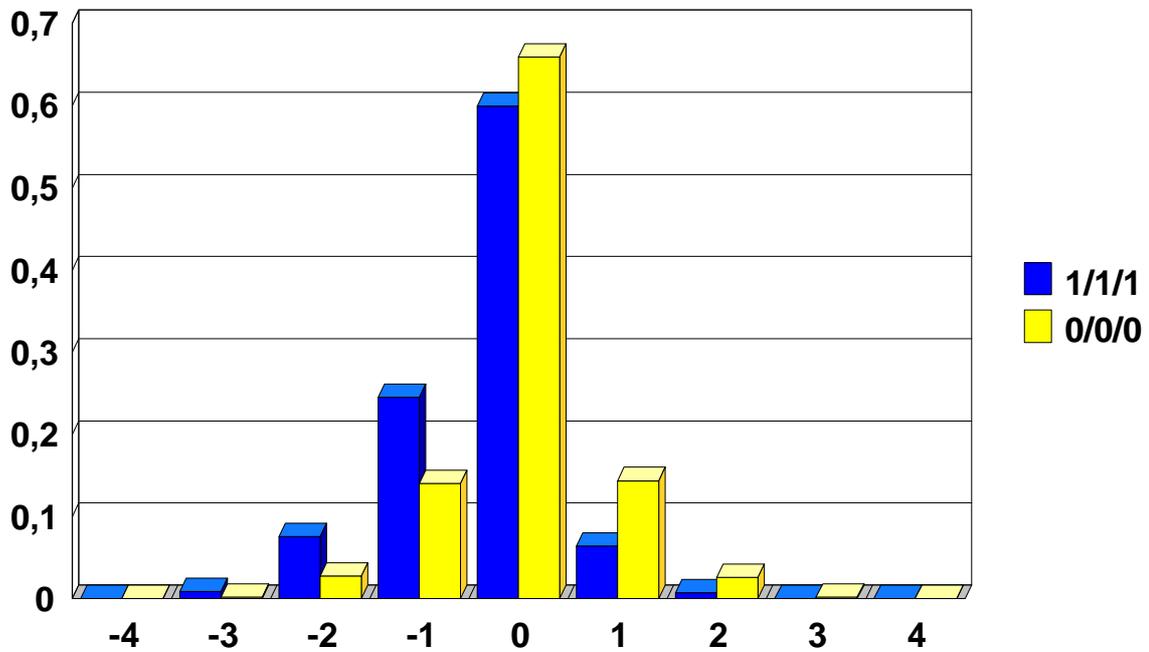
**GRÁFICO 14: PROBABILIDADES DE CAMBIO DE PRECIO
DIA 15/11/96**



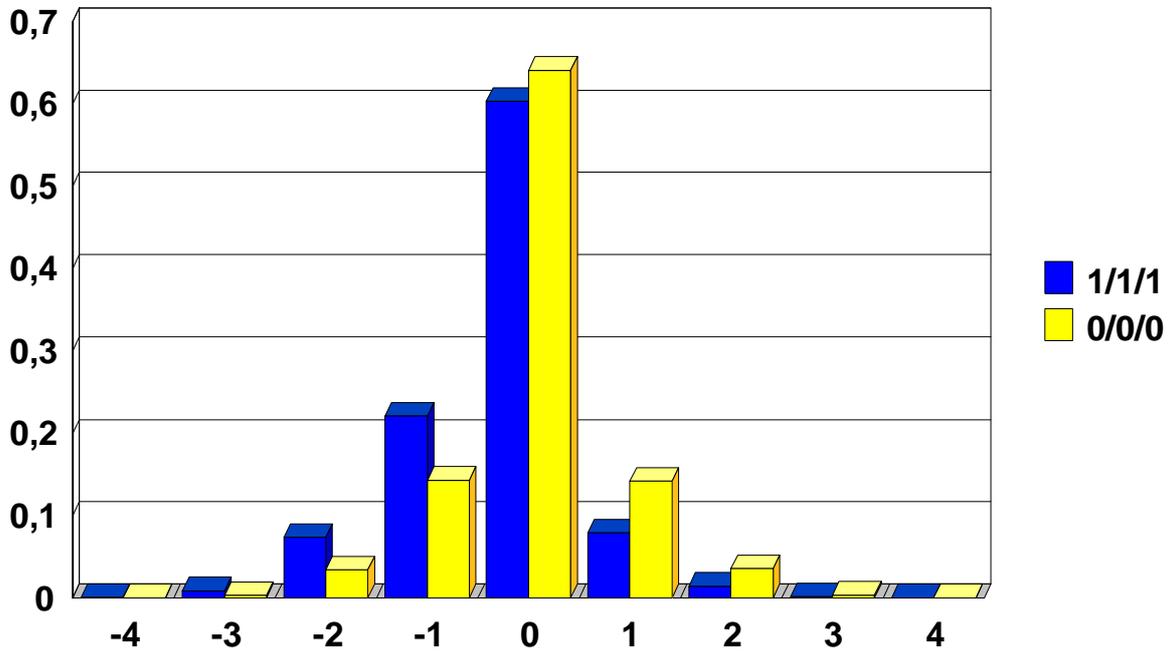
**GRÁFICO 15: PROBABILIDADES DE CAMBIO DE PRECIO
DIA 19/11/96**



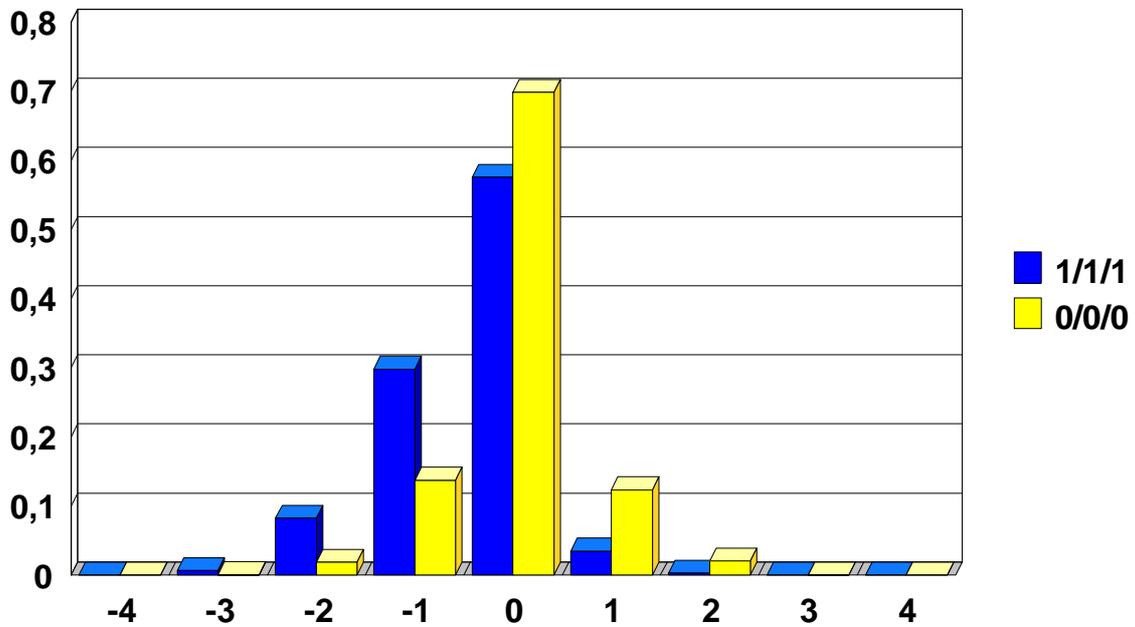
**GRÁFICO 16: PROBABILIDADES DE CAMBIO DE PRECIO
DIA 22/01/97**



**GRÁFICO 17: PROBABILIDADES DE CAMBIO DE PRECIO
DIA 24/01/97**



**GRÁFICO 18: PROBABILIDADES DE CAMBIO DE PRECIO
DIA 27/02/97**



6. CONCLUSIONES

Este estudio presenta una aplicación de la metodología del probit ordenado a un futuro financiero para explicar el efecto sobre la liquidez del mercado de la introducción de *market makers*. Para analizar dicho efecto se ha estimado inicialmente un modelo probit ordenado para los cambios en el precio. Dicha estimación pone de manifiesto la importancia del tiempo transcurrido desde la última transacción y el spread sobre la volatilidad condicional del cambio en los precios. En consonancia con la teoría la volatilidad es mayor cuanto mayor es el spread y más tiempo ha transcurrido desde la última transacción. Además, se aprecia una clara reversión a la media y un efecto importante del volumen negociado, dependiendo de que se trate de una compra o una venta, sobre la esperanza condicional.

El principal resultado obtenido señala que la liquidez del mercado no ha aumentado después de la introducción de los *market makers*. Por tanto, si se considera que la principal función de los *market makers* es aumentar la liquidez del mercado este objetivo no ha sido obtenido según los resultados de la estimación, aunque sí que es cierto que el *spread* medio ha disminuido en los días con posterioridad a la introducción de los *market makers*. Son varios los motivos que explicarían este hallazgo. En primer lugar podría suceder que en tres meses los *market makers* no hayan obtenido la experiencia suficiente en su labor. Para contrastar esta hipótesis sería necesario contar con datos para fechas posteriores a las utilizadas en este trabajo. También es posible que el efecto del volumen sobre el cambio en los precios no sea lineal lo que supondría la consideración de no linealidades y su efecto sobre las probabilidades de cambio en los precios.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Andersen, T. y T. Bollerslev (1997):** “Heterogeneous information arrivals and return volatility dynamics: uncovering the long run in high frequency returns,” *Journal of Finance*, 3, 975-1005.
- Blume, M., MacKinlay, C. y B. Terker (1988):** “Order imbalances and stock price movements on October 19 and 20, 1987,” *Journal of Finance*, 44, 827-848.
- Clark, P. (1973):** “A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices,” *Econometrica*, 41, 135-155.
- Christie, W. y P. Schultz (1994):** “Why do NASDAQ market makers avoid odd-eights quotas,” *Journal of Finance*, 49, 1813-1840.
- Engle, R. (1996):** The econometrics of ultra high frequency data, *NBER Working Paper* 5816.
- Engle, R. y J. Russell (1997a):** “Autoregressive conditional duration: a new model for irregularly spaced transaction data,” de próxima aparición en *Econometría*.
- Engle, R. y J. Russell (1997b):** “Forecasting the frequency of changes in quoted foreign exchange prices with the autoregressive conditional duration model,” *Journal of Empirical Finance*, 4, 187-212.
- Foster, F. y S. Viswanathan (1993):** “Variations in trading volume, return volatility and trading costs: evidence on recent price formation models,” *Journal of Finance*, 48, 187-211.
- Goodhart, C., T. Ito y R. Payne (1994):** “One day of June 1993: A study of the working of Reuters 2000-2 electronic foreign exchange trading system,” mimeo
- Goodhart, C. y M. O’Hara (1997):** “High frequency data in financial markets: issues and applications,” *Journal of Empirical Finance*, 4, 73-114.
- Harris, L. (1991):** “Stock price clustering and discreteness,” *Review of Financial Studies*, 4, 389-415.
- Hasbrouck, J. (1991):** “Measuring the information content of stock trades,” *Journal of Finance*, 46, 179-207.

- Hausman, J. , Lo, A. y C. MacKinlay (1992):** “An ordered probit analysis of transaction stock prices,” *Journal of Financial Economics*, 31, 319-379.
- Huang, R. y H. Stoll (1997):** “The components of the bid-ask spread: a general approach,” *The Review of Financial Studies*, 10, 995-1034.
- Jain, P. y G. Joh (1988):** “The dependence between hourly prices and trading volume,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23, 269-283.
- Kandel, E. y L. Marx (1997):** “NASDAQ market structure and spread patterns,” *Review of Financial Studies*.
- Karpoff, J. (1987):** “The relationship between price changes and trading volume: A survey,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23, 269-284.
- Lyons, R. (1995):** “Test of microstructural hypothesis in the foreign exchange market,” *Journal of Financial Economics*, 39, 321-351.
- Rosebaum, P. y D. Rubin (1985):** “Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score,” *The American Statistician*, 39, 33-38.
- Rubin, D. y N. Thomas (1992):** “Characterizing the effect of matching using linear propensity score methods with normal distributions,” *Biometrika*, 79, 797-809.
- Stock, J. (1988):** “Estimating continuous time processes subject to time deformation,” *Journal of the American Statistical Association*, 83, 77-85.
- Tauchen, G. y M. Pitts (1983):** “The price variability-volume relationship on speculative markets,” *Econometrica*, 51, 485-505.
- Wahal, S. (1997):** “Entry, exit, market makers and the bid-ask spread,” *The Review of Financial Studies*, 5, 871-901.
- Zhou, B. (1996):** “High frequency data and volatility in foreign exchange rates,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 14, 45-52.