

BURBUJAS Y CONTAGIO EN LA NUEVA ECONOMÍA

*Eva R. Porras González**

Numerosos artículos han señalado la posibilidad de que los precios de los valores de empresas tecnológicas (representantes de la «nueva economía») tengan un importante componente de burbuja y, por tanto, aporten un incremento en la volatilidad de los mercados. Este estudio utiliza cointegración y regresión de cuantiles para examinar la relación entre dos variables *proxies* de la «vieja» (índice del NYSE) y «nueva economía» (índice del NASDAQ). El objetivo principal de este artículo es determinar: 1) si estas dos economías son diferenciables y 2) si la «nueva economía» aporta volatilidad adicional, como *proxy* de burbuja, a los mercados financieros. Los *proxies* se analizan en el contexto de dos períodos diferenciados: antes (1991-1995) y después del nacimiento de la «nueva economía» (1996-2000). La finalidad es determinar si la relación entre los índices ha cambiado entre ambos períodos. Los resultados preliminares hacen sospechar la existencia de volatilidad adicional en el NASDAQ durante el período que representa a la «nueva economía».

Palabras clave: mercados financieros, eficiencia, análisis de regresión, cointegración, volatilidad, índices bursátiles, 1991-2000.

Clasificación JEL: G10, G14, G15.

1. Introducción y revisión de la literatura

La discusión sobre la existencia de burbujas y contagio en los mercados financieros no ha sido zanjada definitivamente. Los defensores de la existencia de estos fenómenos argumentan que las burbujas existen, aunque es difícil probarlo científicamente. Por otro lado, los detractores en este tema piensan que las burbujas son una imposibilidad, aunque su existencia no

haya sido descartada irrefutablemente. La literatura en apoyo de ambas tesis es amplia, ya que la divergencia de opinión resulta de desacuerdos en la definición de los fundamentales y en la adecuación de los datos y los modelos matemáticos y econométricos empleados para verificar la cuestión científicamente (Evans, 1991; Flood y Garber, 1994; Froot y Obstfeld, 1991; Hamilton y Whiteman, 1985; McQueen y Thorley, 1994; Scharfstein y Stein, 1990).

Durante los últimos años, la discusión sobre la existencia de burbujas y contagio en los mercados financieros se ha extendido a lo que se ha venido llamando la «nueva economía». Aunque no hay una definición exacta comúnmente aceptada de este término, normalmente se entiende que las compañías tecnológicas

* Instituto de Empresa.

La autora desea agradecer la inestimable ayuda de Javier Fernández-Navas en la corrección de este artículo. Todos los errores y erratas son, exclusivamente, de su responsabilidad.

que se comercian en el NASDAQ representan esta «nueva economía». El uso de estos vocablos propone implícitamente que la «nueva economía» es diferenciable de la economía tradicional. El motivo es que, en Estados Unidos, las tecnologías han contribuido aproximadamente a las dos terceras partes del crecimiento económico entre 1996 y 2000. Esta contribución se explica porque la mejora de las tecnologías produce un mayor volumen de negocio y una mayor productividad, en parte consecuencia de la reducción de costes de información y transacciones, cuya traducción a beneficios tiene repercusiones en la valoración de las acciones negociadas en los mercados financieros (Greenspan, 2000; Gordon, 1999; Oliner y Sichel, 2000; Ferguson, 2000).

El 5 de diciembre de 1996, Alan Greenspan mencionó la «exuberancia irracional» de los mercados. Esta frase inició un nuevo debate sobre la posible sobrevaloración de las acciones a niveles insostenibles a largo plazo. Los motivos para esta tesis eran la diferencia entre los incrementos en los índices y la economía real. Por ejemplo, en 1994 el Dow Jones Industrial Average estaba en 3.600, llegando a sobrepasar los 11.000 en 1999 sin que, durante el mismo período, los indicadores económicos se acercaran a este triplicamiento. Las ganancias personales de los americanos y el PIB crecieron un 30 por 100 (la mitad debido a la inflación) y los beneficios de las empresas crecieron menos del 60 por 100. En definitiva, nada en comparación con el crecimiento de los precios de las acciones (Greenspan, 2000; Oliner y Sichel, 2000; Ferguson, 2000).

Esta idea de «exuberancia irracional» de los mercados está asociada a un incremento en el volumen de negocio. La implicación es que si muchos comerciantes con iguales pensamientos irracionales entran en el mercado al mismo tiempo, y mantienen un consenso respecto a las expectativas, podría llegar un momento en el que la falta de liquidez diese lugar a una discontinuidad en los precios (cuando la burbuja explota).

El objetivo principal de este artículo es determinar: 1) si hay una «nueva economía» distinta y diferenciable de la tradicional, y 2) si esta «nueva economía» tiene componentes de burbuja estadísticamente distintos de la «vieja economía» o economía tradicional.

En este estudio no vamos a medir directamente la existencia de burbujas en la nueva economía. Por ello no utilizamos *proxies* para fundamentales. El propósito es observar si la relación entre los mercados ha cambiado significativamente entre el período correspondiente a la «pre-nueva economía» y «nueva economía». Si la «nueva economía» es, por sí misma, algo real, la hipótesis es que la relación entre los *proxies* ha tenido que cambiar y este cambio puede ser medido estadísticamente. Por ejemplo, si la «nueva economía» tiene componentes de burbujas diferenciables de aquellos de la economía tradicional, puesto que una característica de las burbujas es la volatilidad, el segundo período ha de ser cualitativamente más volátil que el primero.

La correlación es una forma sencilla de examinar si los factores específicos de un mercado van desapareciendo con el tiempo. Un incremento en los coeficientes de correlación entre las rentabilidades de las carteras del mercado implicaría que la integración entre los dos mercados se ha incrementado, y viceversa. Sin embargo, este test no permite las dinámicas a corto plazo. Durante los años ochenta, los procedimientos matemáticos que permiten verificar relaciones de equilibrio a largo plazo se refinaron y los métodos de cointegración fueron perfeccionados mediante diferentes métodos econométricos. Esta técnica ha sido aplicada por distintos científicos para verificar relaciones de equilibrio a largo plazo entre distintos mercados (Han, 1996). En este estudio utilizamos la cointegración para verificar empíricamente la relación de equilibrio a largo plazo entre los índices del NYSE y el NASDAQ durante los períodos que se definen como «pre» y «post» nueva economía. Además, utilizamos una regresión de cuantiles para obtener una idea más detallada de las dinámicas a corto plazo entre ambos *proxies* durante los períodos mencionados.

Este trabajo constituye una extensión de investigaciones anteriores, al examinar las relaciones dinámicas a corto y largo plazo entre *proxies* de la «nueva» y «vieja economía». En los siguientes apartados incluimos un resumen de los datos y la metodología utilizada en este estudio, así como, los resultados obtenidos y algunas conclusiones generales.

CUADRO 1
DATOS DIARIOS PARA CADA VARIABLE Y PERIODO

Variable	Período/Número de observaciones diarias	Período/Número de observaciones diarias	Período/Número de observaciones diarias
Δ NYSE	3-1-1991/29-12-2000 2526	3-1-1991/29-12-1995 1263	2-1-1996/29-12-2000 1263
Δ NASDAQ	3-1-1991/29-12-2000 2526	3-1-1991/29-12-1995 1263	2-1-1996/29-12-2000 1263
NYSE	2-1-1991/29-12-2000 2527	2-1-1991/29-12-1995 1264	2-1-1996/29-12-2000 1263
NASDAQ	2-1-1991/29-12-2000 2527	2-1-1991/29-12-1995 1264	2-1-1996/29-12-2000 1263

2. Datos

Se usan los precios de cierre diarios del NYSE y del NASDAQ durante los períodos indicados en el Cuadro 1. De izquierda a derecha, las columnas muestran el índice de referencia y los tres períodos examinados. El primero cubre diez años (1991-2000), el segundo los primeros cinco años (1991-1995) y el tercero los últimos cinco años (1996-2000). Estas fechas replican los períodos que la literatura menciona como «pre-nueva economía» y «nueva economía» (Oliner y Sichel, 2000).

Un prerrequisito para realizar tests de cointegración es que cada serie temporal contenga raíces unitarias. Este es el motivo por el que utilizamos precios (NYSE, NASDAQ) en lugar de rentabilidades expresadas como porcentajes (Δ NYSE, Δ NASDAQ) en esta parte del análisis. Al usar rentabilidades y, por tanto, utilizar su propio valor de retardo, convertimos las series en estacionarias, y esto nos impide encontrar tendencias comunes, puesto que nunca podemos encontrar que, en $p_{it}-r_t$, para una tendencia común, r_t es un proceso estocástico estacionario.

3. Metodología

El objetivo general de esta investigación es examinar si la relación entre el NASDAQ y el NYSE ha cambiado de forma

significativa entre los períodos que representan la «pre-nueva economía» (1991-1995) y la «nueva economía» (1996-2000). Para ello estamos interesados en explorar la relación a corto y largo plazo entre estos índices. La relación de equilibrio a largo plazo se analiza utilizando la cointegración y la relación a corto mediante la metodología semiparamétrica de regresión de cuantiles.

Equilibrio a largo plazo

Cuando no hay tendencia al cambio de estado se denomina equilibrio. Los sistemas estables vuelven al equilibrio después de períodos de inestabilidad. El equilibrio a largo plazo es una relación a la que un sistema converge con el paso del tiempo. Estas relaciones de equilibrio pueden ser inexistentes durante períodos cortos de tiempo y, sin embargo, si hay un sistema de equilibrio estable, a largo plazo la relación se mantiene en promedio con cierto nivel de certeza.

En este estudio, la relación de equilibrio a largo entre los precios de ambos mercados se explora mediante tests de raíces unitarias y cointegración. Por equilibrio a largo plazo entre dos series temporales no estacionarias queremos indicar la cointegración potencial de estas series. El análisis de cointegración investiga la existencia de una combinación lineal estacionaria

entre series temporales no estacionarias. La idea intuitiva es que, aunque ambas series temporales sigan un paseo aleatorio (por separado no convergen hacia un equilibrio en el sentido tradicional), sin embargo, tienen una variabilidad acotada. Dado que estas series no se alejan mucho la una de la otra, el conocimiento de una aporta información sobre el valor de la otra, aunque las observaciones pasadas de cada una de ellas no tengan valor explicativo sobre sus niveles actuales. En nuestro caso, si tal relación entre los precios del NASDAQ y el NYSE existe, podemos esperar que estas series estén cointegradas y, por tanto, confirmar la predictabilidad a largo de los precios.

Banerjee (1993) afirmó que existe «una relación de equilibrio entre dos variables X e Y si la cantidad por la que las observaciones reales se desvían del equilibrio es un proceso estacionario de media cero: la diferencia entre los valores esperados y los reales tiene una distribución fija alrededor de cero. En un sistema de equilibrio, el término de error no puede crecer sistemáticamente ni indefinidamente. El término de error tampoco puede decrecer con el tiempo, puesto que representa las variables económicas continuamente afectadas. En ausencia de *shocks* este término desaparecería». Este proceso estacionario es un concepto estadístico en el que se basa el equilibrio.

Con respecto al equilibrio, estas series no necesitan ser estacionarias sino que es la combinación de dos series la que tiene que producir un error estacionario. La aplicación de la técnica de cointegración presupone la no estacionariedad de las variables bajo consideración. Existe cointegración si las desviaciones de la relación presupuesta tienen una variabilidad acotada (Banerjee *et al.* 1986).

Puesto que un prerrequisito para verificar cointegración es que todas las variables sean no estacionarias, comenzamos el análisis examinando el orden de integración de las series individuales. Usamos el test de raíces unitarias de Phillips-Perron (Phillips-Perron, 1988, y Perron, 1988) que verifica la hipótesis nula de una raíz unitaria en la serie contra la alternativa de estacionariedad. Este test es robusto respecto a autocorrelación y heterocedasticidad en la serie ya que, esencialmente, corrige la correlación de las series y la heterocedasticidad del término de

error en el modelo de la regresión. Por lo tanto, en este sentido este test es superior a los propuestos por Fuller (1976) y Dickey y Fuller (1979, 1981).

Raíces unitarias

Los métodos clásicos de estimación presuponen que las medias y las varianzas son constantes y no dependen del tiempo. Sin embargo, los test de raíces unitarias han demostrado que la mayoría de las series temporales macroeconómicas no cumplen esta condición, ya que se caracterizan por tendencias comunes o raíces unitarias. Si las variables poseen una raíz unitaria, entonces se dice que esas variables están integradas de orden $I(1)$. Muchas series temporales se representan por sus primeras diferencias. Las variables no estacionarias (variables con raíces unitarias) son aquéllas cuyas medias y varianzas cambian con el paso del tiempo.

Los métodos de estimación tradicional, como mínimos cuadrados ordinarios (MCO), aportan información errónea cuando aproximan relaciones con variables que contienen una raíz. Este problema es importante. Puesto que la media y la varianza de las variables con raíces cambian, los estadísticos calculados con los métodos tradicionales no convergen con el paso del tiempo a sus valores verdaderos a medida que el tamaño de la muestra se incrementa. En este caso, los estimadores de la regresión se vuelven dependientes del tiempo, violando una de las condiciones fundamentales de estos tests tradicionales.

Test de Phillips-Perron

El test de Phillips-Perron para raíces unitarias se basa en uno de tres diferentes procesos de las series temporales:

$$Y_t = \hat{\alpha} Y_{t-1} + \hat{u}_t \quad [1]$$

$$Y_t = \mu^* + \alpha^* Y_{t-1} + u_t^* \quad [2]$$

$$Y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} (t - T/2) + \tilde{\alpha} Y_{t-1} + \tilde{u}_t \quad [3]$$

donde T es el tamaño de la muestra, y $\hat{u}_t$, u_t^* y $\tilde{u}_t$ son los residuos. Utilizamos regresión por MCO para estimar los coeficientes y el estadístico- t . Para estudiar la significatividad del parámetro α , se ajustan los estadísticos para reflejar autocorrelación en las series u_t .

La ecuación [1], no contiene constante ni tendencia. Esto es apropiado en el caso de no haber tendencia, cuando la observación inicial y_0 es igual a 0. En este caso, la hipótesis nula de raíz unitaria, $H_0^1: \hat{\alpha} = 1$, se verifica frente a la alternativa estacionaria de la no existencia de la raíz, $H_A^1: \hat{\alpha} < 1$. Para la hipótesis nula, un test asintóticamente válido consiste en el estadístico:

$$Z(t_{\hat{\alpha}}) = (S_u/S_{\pi}) t_{\hat{\alpha}} - 1/2 (S_{\pi}^2 - S_u^2) [S_{\pi} (T^{-2} \sum y_{t-1}^2)^{1/2}]^{-1} \quad [4]$$

donde $t_{\hat{\alpha}}$ es igual al estadístico- t de la regresión que verifica la hipótesis nula $H_0^1: \hat{\alpha} = 1$, obtenida de la regresión MCO en la ecuación [1]. S_u^2 y S_{π}^2 son estimadores consistentes de σ_u^2 y σ^2 que son consistentes bajo la hipótesis nula.

La expresión [2] incorpora una constante como regresor y permite la existencia de una media que no sea «cero» en la serie. α^* y $t\alpha^*$ son univariantes con respecto a y_0 . Se verifica dos hipótesis nulas con y sin constante: $H_0^2: \alpha^* = 1$ y $H_0^3: \mu^* = 0$, $\alpha^* = 1$, frente a la hipótesis de estacionariedad. Para la hipótesis nula, $H_0^2: \alpha^* = 1$, el test consiste en el estadístico:

$$Z(t_{\alpha^*}) = (S_u/S_{\pi}) t_{\alpha^*} - (1/2 S_{\pi}) (S_{\pi}^2 - S_u^2) [T^{-2} \sum (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2]^{-1} \quad [5]$$

Para la hipótesis nula conjunta de la ecuación [2], $H_0^3: \mu^* = 0$, $\alpha^* = 1$, se obtiene el estadístico F de la siguiente forma:

$$Z(\Phi_1) = (S_u^2/S_{\pi}^2) \Phi_1 \cdot (1/2 S_{\pi}^2) (S_{\pi}^2 - S_u^2) \{T(\alpha^* - 1) - 1/4 (S_{\pi}^2 - S_u^2) [T^{-2} (\sum y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2]^{-1}\} \quad [6]$$

donde $\Phi_1 = (2S^{*2})^{-1} [TS_0^2 - TS^{*2}]$ y $t\alpha^*$ es el estadístico- t de la regresión para la hipótesis nula de $\alpha^* = 1$ en la ecuación [2],

S_0^2 la varianza bajo la hipótesis nula correspondiente, S^{*2} la varianza de la muestra estimada de los residuales de la regresión [2], y S_u^2 y S_{π}^2 los estimadores consistentes de σ_u^2 y σ^2 bajo la hipótesis nula, mientras que $\bar{y}_{-1}$ es la media de la muestra de y_{t-1} : $\bar{y}_{-1} = (T-1)^{-1} \sum y_{t-1}$.

La ecuación [3] permite una tendencia determinista. Comprobamos las hipótesis $H_0^4: \tilde{\alpha} = 1$, $H_0^5: \tilde{\beta} = 0$, $\tilde{\alpha} = 1$, y $H_0^6: \tilde{\mu} = 0$, $\tilde{\beta} = 0$, $\tilde{\alpha} = 1$, frente a la alternativa estacionaria. El test, en el caso de la nula, $H_0^4: \tilde{\alpha} = 1$, es:

$$Z(t_{\tilde{\alpha}}) = (S_u/S_{\pi}) t_{\tilde{\alpha}} \cdot (T^3/4\sqrt{3}D_x^{1/2} S_{\pi}) (S_{\pi}^2 - S_u^2) \quad [7]$$

En la ecuación [3] tenemos dos hipótesis conjuntas que examinar. La primera hipótesis conjunta es $H_0^5: \tilde{\beta} = 0$, $\tilde{\alpha} = 1$, el estadístico es:

$$Z(\Phi_2) = (S_u^2/S_{\pi}^2) \Phi_2 \cdot (1/3 S_{\pi}^2) (S_{\pi}^2 - S_u^2) [T(\tilde{\alpha} - 1) - (T^6/48D_x)(S_{\pi}^2 - S_u^2)] \quad [8]$$

donde $\Phi_2 = (3\tilde{S}^2)^{-1} [TS_0^2 - T\tilde{S}^2]$.

Para la segunda hipótesis conjunta, $H_0^6: \tilde{\mu} = 0$, $\tilde{\beta} = 0$, $\tilde{\alpha} = 1$, el estadístico es:

$$Z(\Phi_3) = (S_u^2/S_{\pi}^2) \Phi_3 \cdot (1/2 S_{\pi}^2) (S_{\pi}^2 - S_u^2) [T(\tilde{\alpha} - 1) - (T^6/48D_x)(S_{\pi}^2 - S_u^2)] \quad [9]$$

donde $\Phi_3 = (2\tilde{S}^2)^{-1} [T \{S_0^2 \cdot (\bar{y} - \bar{y}_{-1})^2\} - T\tilde{S}^2]$ y $t_{\tilde{\alpha}}$, $\tilde{S}^2$, S_0^2 , S_u^2 , y S_{π}^2 son los estadísticos de la regresión, la varianza residual del MCO, la varianza de los residuales de la muestra estimados de la regresión [3], la varianza bajo la hipótesis nula, $S_0^2 = (T-1)^{-1} \sum (y_t - y_{t-1})^2$, y el estimador consistente de σ_u^2 y σ^2 , respectivamente. D_x es el determinante del producto interior de la matriz de los datos consigo misma para la ecuación [3]:

$$D_x = (T^2 (T^2 - 2)/12) \sum y_{t-1}^2 - T (\sum t y_{t-1})^2 + T (T+1) \sum t y_{t-1} \sum y_{t-1} - (T(T+1)(2T+1)/6) (\sum y_{t-1})^2 \quad [10]$$

donde todos los sumatorios son sobre los elementos disponibles del vector. También, $\bar{Y}_{-1}$ e $\bar{Y}_{-1}$ son las medias de la muestra de y_t e y_{t-1} , representadas como indica $\bar{Y} = (T-1)^{-1} \sum y_t$, $\bar{Y}_{-1} = (T-1)^{-1} \sum y_{t-1}$.

Para todos los estadísticos t y F podemos encontrar los valores críticos en el Cuadro 2.

Cointegración

Existe una clara relación entre los test de cointegración y los tests de raíces unitarias. Los tests de raíces unitarias se hacen sobre una serie temporal univariante, mientras que la cointegración maneja la relación entre un grupo de variables cada una de las cuales tiene una raíz unitaria. Los tests de cointegración se utilizan para relaciones de equilibrio a largo plazo entre variables económicas. El hecho de no encontrar cointegración no significa que no haya una relación de equilibrio estable entre las variables, es posible que simplemente no exista una relación lineal entre las mismas pero que existan relaciones no lineales. Al mismo tiempo, las variables han de estar integradas con el mismo orden, puesto que si las variables están integradas con distinto orden no es posible expresar una relación lineal de cointegración.

Muchas series temporales económicas se comportan de tal manera que no se distancian demasiado la una de la otra. La cointegración es una técnica que se utiliza para estimar el equilibrio de una relación con raíces unitarias. La cointegración de esas variables es estacionaria, aunque individualmente cada serie no lo sea. La cointegración es el eslabón que une procesos no estacionarios con el concepto de equilibrio a largo plazo.

Si X_t es un vector $p \times 1$ de variables ARI(1):

$$X_t = \sum \pi_i X_{t-i} + \mu + \varepsilon_t \quad [11]$$

donde π_i es una matriz $n \times n$, ε_t es un vector de dimensión n de los errores independiente e idénticamente distribuidos (*iid*) con una media de cero y una matriz de la varianza Λ , y μ es el vector de las medias de X_t .

CUADRO 2

VALORES CRÍTICOS PARA EL TEST DE RAÍCES UNITARIAS DE PHILLIPS-PERRON

	1 por 100	5 por 100
$Z(t_w)$: ZTALPHAH.....	-2,58	-1,95
$Z(t_w)$: ZTALPHAS	-3,43	-2,86
$Z(t_w)$: ZTALPHAT	-3,96	-3,41
$Z(\Phi_1)$: ZPHI1	6,43	4,59
$Z(\Phi_2)$: ZPHI2	6,09	4,68
$Z(\Phi_3)$: ZPHI3	8,27	6,25

FUENTE: Wayne A. FULLER (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, Nueva York: John Wiley & Sons.

La ecuación (11) puede escribirse:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} - \Pi X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad [12]$$

donde $\Gamma_i = -I + \pi_1 + \pi_2 + \dots + \pi_i$, $i = 1, 2, \dots, k-1$

$$\Pi = I - \pi_1 - \pi_2 - \dots - \pi_k$$

$\Delta = 1-L$ y L es el operador del retardo. Toda la información del largo plazo está contenida en el término del nivel ΠX_{t-k} . Puesto que los niveles individuales en X_{t-k} son medias, el rango de Π es esencial para determinar el número de vectores cointegrados. Si Π tiene un rango de r , asumimos que hay r relaciones cointegradas entre los elementos de X_t o $p-r$ tendencias comunes estocásticas. Cuando el rango de Π es igual a r y $0 < r < p$, entonces podemos escribir $\Pi = \alpha\beta'$, donde α y β son $n \times r$ matrices, los coeficientes de los correctores de los errores y los parámetros de cointegración respectivamente. Bajo la hipótesis de que hay r vectores cointegrados (es decir, $\Pi = \alpha\beta'$), podemos reescribir la ecuación [12] como:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} - \alpha\beta' X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad [13]$$

Esta ecuación se estima con la regresión de ΔX_t y X_{t-k} y el término constante. Los resultados de la regresión son R_{0t} y R_{kt} respectivamente. La función de verosimilitud concentrada es:

$$L(\alpha, \beta, \Lambda) = |\Lambda|^{-T/2} \exp\left\{-1/2 \sum (R_{0t} + \alpha\beta'R_{kt})' \Lambda^{-1} (R_{0t} + \alpha\beta'R_{kt})\right\} \quad [14]$$

Asumiendo que β es fijo, se maximiza esta función de verosimilitud concentrada con respecto a α y Λ , mediante la regresión de R_{0t} sobre $\beta'R_{kt}$. Esta regresión nos proporciona los valores estimados de α y Λ :

$$\hat{\alpha}(\beta) = S_{0k} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1} \quad [15]$$

y

$$\hat{\Lambda}(\beta) = S_{00} - S_{0k} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1} \beta' S_{k0} \quad [16]$$

donde S_{ij} son las matrices de los momentos de los residuos

$$S_{ij} = T^{-1} \sum_{k=1}^T R_{it} R_{jt} \quad i, j = 0, k$$

Puesto que estimamos la ecuación [13], ahora minimizamos $|\hat{\Lambda}|^{-T/2}$:

$$\min |S_{00} - \hat{\alpha}(\beta) (\beta' S_{kk} \beta)^{-1} \hat{\alpha}(\beta)| \quad [17]$$

Podemos minimizar la ecuación [13] resolviendo el problema de los autovalores:

$$|\lambda S_{kk} - S_{00} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0 \quad [18]$$

que nos lleva a los siguientes autovalores de $S_{00} S_{00}^{-1} S_{0k}$. Los estimadores de máxima verosimilitud de β son los autovectores correspondientes a los autovalores superiores.

Hay dos tests que determinan el número de vectores cointegrados, r . Estos tests se basan en los autovalores significativos obtenidos de la ecuación [14]. El primero es el test del estadístico de la traza. Este estadístico verifica la hipótesis nula de que el número de vectores cointegrados es menor o igual que q (modelo restringido, $r \leq q$) frente a la alternativa general de $r=p$ (modelo general no restringido). Si $r \leq 1$ no puede ser rechazado y $k=0$ puede ser rechazado, concluimos que hay un vector cointegrado.

$$\lambda_{Trace}(q) = -T \sum_{i=q+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad [19]$$

El segundo test es el autovalor máximo. Este estadístico verifica la hipótesis nula de que, como mucho, hay q vectores cointegrados, $r \leq q$, frente a la alternativa de que sólo hay un vector adicional cointegrado $r \leq q+1$. Se rechaza si $r=0$ y no se rechaza si $r=1$, en cuyo caso hay cointegración.

$$\lambda_{max}(q, q+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{q+1}) \quad [20]$$

donde $\hat{\lambda}_i$ representa los autovalores estimados y T representa el número de observaciones. Johansen y Juselius (1990) proporcionan los valores críticos de los dos estadísticos $\lambda_{Traza (trace)}$ y $\lambda_{autovalor (max)}$. Estos se presentan en el Cuadro 3.

Si varias variables $I(1)$ están cointegradas, entonces una o más combinaciones lineales de ellas tendrán una varianza finita.

Tests para la predicción a corto plazo

El propósito de esta estimación es determinar si existe una relación lineal a corto entre rentabilidades del NASDAQ, como *proxy* de la «nueva economía», y el NYSE como *proxy* de la economía tradicional, que sea distinta para los períodos establecidos.

En estos modelos se utiliza:

$$\Delta NYSE_t = \Delta NASDAQ_t \beta + \varepsilon_t, \quad (t = 1, \dots, T) \quad [21]$$

donde:

$$\Delta NYSE_t = (NYSE_t - NYSE_{t-1}) / NYSE_{t-1}$$

y $NYSE_t$ es el precio de cierre diario para el índice del NYSE en tiempo t .

$\Delta NASDAQ_t$ denota la variable independiente cuyo efecto en el NYSE intentamos determinar. En particular, $\Delta NASDAQ_t$ se construye como sigue:

CUADRO 3

**DISTRIBUCION DE AUTOVALORES MAXIMOS
Y DE TRAZA DE LA MATRIZ ESTOCASTICA**

	95%	97,5%	99%	Media	Var
Traza					
r=0	17,84	19,61	21,96	9,87	18,01
r≤1	8,08	9,65	11,57	3,03	7,02
Autovalores máximos					
r=0	14,59	16,40	18,78	8,03	12,56
r≤1	8,08	9,65	11,57	3,03	7,02

FUENTE: JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1990).

$$\Delta \text{NASDAQ}_t = (\text{NASDAQ}_t - \text{NASDAQ}_{t-1}) / \text{NASDAQ}_{t-1}$$

Regresión de cuantiles

Un problema con la regresión MCO, en general, es que proporciona una descripción muy general de la relación entre las variables. Con frecuencia se estima la relación entre la variable dependiente Y y la independiente X mediante la formulación de un modelo para la media de Y condicional en X de tal forma que:

$$Y = X\beta + u \quad [22]$$

donde u es un vector de términos de errores independientes. En el caso de que estos errores estén distribuidos *iid*, podemos obtener una descripción completa de [22] mediante MCO de la función media condicional y una medida de dispersión. Sin embargo, en el caso de nuestros datos es posible que este modelo lineal *iid* no aporte una caracterización completa de la distribución condicional de Y en X , por lo que, en lugar de la media, otras medidas sean más descriptivas.

El modelo de regresión de cuantiles desarrollado por Koenker y Bassett (1978) aporta una alternativa semiparamétrica a

MCO que utiliza las variables distribuidas heterogéneamente de una manera informativa. El estimador de la regresión de cuantiles (τ s) es robusto a observaciones atípicas de Y y permite examinar el caso en el que los coeficientes de $\beta(\tau)$ difieren sistemáticamente a través de los τ 's. Una explicación posible para que se dé esta condición es que el efecto marginal de una variable explicativa no sea homogéneo a través de los distintos cuantiles de la distribución condicional de Y . Por ejemplo, el modelo para el cuantil condicional τ -ésimo de Y :

$$\text{Quant}_\tau [Y|X] = X\beta(\tau) \quad [23]$$

La condición de ortogonalidad de u se asume para $\text{Quant}_\tau (u|X)$, el cuantil condicional τ -ésimo del término del error se asume que es constante, significando que no depende de X . En este sentido, se crea un conjunto de curvas de regresión de cuantiles para cada τ . Este conjunto de curvas de regresión proporciona una caracterización más detallada de la relación entre Y y X que la ofrecida por regresión en medias.

La estimación de los cuantiles de la regresión $\beta(\tau)$ está basada en n observaciones de Y , y la variable explicativa p de la matriz X . Los parámetros estimados de $\beta(\tau)$ se obtienen de:

$$\text{Min}_{\beta \in R} N^{-1} \sum_{i=1}^K \rho_\tau (y_i - X_i \beta) \quad [24]$$

donde $\rho_\tau (v) \equiv [\tau - 1(v < 0)] v$, es la función «check» (*check function*) de Koenker y Bassett (1978).

El parámetro estimado para β_τ es consistente y asintóticamente normal. Los errores estándar de los estimados pueden obtenerse mediante teoría asintótica o métodos de *bootstrap*. Nosotros calculamos los errores estándar con procedimientos de *bootstrap*. Estos se estiman mediante una muestra aleatoria de tamaño N con reemplazo, estimando y guardando los coeficientes $\beta(\tau)$ del modelo. Repitiendo esta operación 1.000 veces se obtuvo una distribución empírica de los $\beta(\tau)$, cuyo error estándar fue utilizado para la inferencia.

La pseudo R^2 o $R^2(\tau)$ se obtiene mediante $[1 - (\sum \text{de la desviación típica ponderada del cuantil estimado} / \sum \text{las desviaciones típicas ponderadas sobre los cuantiles originales})]$. Por tanto, la pseudo- R^2 de la regresión de cuantiles constituye una medida local de ajuste de la regresión para un cuantil en particular, en lugar de una medida global de ajuste de la regresión sobre la distribución condicional entera, como R^2 .

La regresión de cuantiles es útil para obtener una idea mejor del efecto de la variable independiente en la dependiente. Esto es así porque proporciona un cuadro más completo de la distribución de los cambios de la variable dependiente condicional en las variables explicativas. La idea intuitiva que subyace a la regresión de cuantiles es que una variable explicativa puede tener un impacto distinto en distintas partes de la distribución de la variable explicada. Por ejemplo, en este estudio, podríamos esperar que los cambios en precios más grandes del NASDAQ (los cuantiles más altos), hipotéticamente relacionados con burbujas, tuvieran un coeficiente positivo más grande y estadísticamente significativo que los cuantiles alrededor de la media para explicar los cambios del NYSE. La interpretación es que las variables del NASDAQ tienen poder explicativo para precios que suponemos, por hipótesis, que corresponden a las burbujas, cuando el contagio entre los índices sería más probable. Por otro lado, esperamos que no haya una relación tan grande alrededor del cuantil de la media cuando estos cambios en precios pueden ser habituales.

4. Resultados

Relación a largo plazo entre los índices: raíces unitarias y cointegración

Como análisis preliminar, cada serie fue examinada para determinar la existencia de raíces con el test de Phillips-Perron. El Cuadro A1 del Anexo muestra los resultados de la raíz contemporánea y los retardos de cada serie. Comparando con los valores críticos del Cuadro 2, observamos la existencia de raíces en todos los retardos con un nivel de significación del 5 por

100. En conclusión, con el test de raíces de Phillips-Perron no podemos rechazar la hipótesis nula de que existen raíces en los precios diarios de ambas series. Cada serie de precios está integrada de orden $I(1)$, por lo que podemos proceder con los test de cointegración.

El Cuadro A2 del Anexo muestra los resultados de los tests de cointegración para el período completo de diez años y para los subperíodos de los primeros cinco y los últimos cinco años. Comparando con los valores críticos del Cuadro 3, observamos que existe cointegración en el primer retardo de la columna que representa los datos de los primeros cinco años. El resto de los tests no descubren cointegración.

Se han examinado los precios de cierre diarios de diez años para averiguar si la relación entre el NYSE y el NASDAQ, como representantes de la «vieja» y «nueva economía», ha cambiado entre los períodos de la «pre-nueva economía» y la «nueva economía». Es interesante observar cómo si tomamos los diez años completos de datos, no se observa cointegración entre las series, esto es, en promedio, observar los movimientos del NASDAQ no aporta información sobre los movimientos del NYSE. Sin embargo, una vez que partimos la muestra entre los períodos de la «pre-nueva economía» y la «nueva economía» encontramos que hay combinaciones diarias que están cointegradas entre los años 1991 y 1995 sin que ocurra lo mismo durante el período que representa a la «nueva economía» (1996-2000). Por tanto, una o más combinaciones lineales tienen una varianza finita durante los primeros cinco años de datos.

¿Cuál es el significado práctico de estos resultados? Puede pensarse que los vectores cointegrados resultan de una limitación que la estructura económica impone en la relación a largo entre las variables, por lo que cuantos más vectores cointegrados haya, más estable es el sistema.

Damodaran (2000) señala la dificultad adicional que supone evaluar compañías con beneficios negativos, ausencia de datos históricos y de firmas comparables. Estas características, típicas de empresas en una nueva industria como la de las empresas tecnológicas que se negocian en el NASDAQ, introducen problemas de valoración. Dada la incertidumbre

adicional de estas condiciones, cualquier cambio en la perspectiva macroeconómica puede crear volatilidad adicional en los precios de este tipo de compañías, por lo que es posible que estos resultados puedan explicarse por cambios en la volatilidad del NASDAQ. Además, en apoyo parcial de nuestros resultados, Oliner y Sichel (2000) comentan que la contribución de las tecnologías durante la primera parte de los años noventa no era diferenciable de años anteriores, en contraste con la segunda parte de la década.

Relación a corto plazo entre los cambios en los índices: regresión de cuantiles

Para refinar nuestra interpretación de los resultados, utilizamos la regresión de cuantiles. De esta forma, se pretende analizar si el efecto de los cambios en el NASDAQ (Δ NASDAQ), como variable independiente, en los cambios en el NYSE (Δ NYSE), como variable dependiente, es homogéneo a través de toda la distribución. El Cuadro A3 del Anexo muestra los resultados de estos tests para nueve cuantiles (10 por 100-90 por 100) y los tres períodos mencionados anteriormente. Las filas centradas sobre los paneles indican el período, las variables y el número de observaciones en la muestra. En cada panel, la primera columna muestra el cuantil específico y la variable independiente, la segunda presenta los coeficientes, la tercera los errores estándar (calculados con *bootstrap*), la cuarta el estadístico-*t*, la quinta el valor *P* del estadístico-*t*, la sexta el intervalo de confianza del 95 por 100 y en la séptima la pseudo- R^2 .

Al interpretar los resultados, hemos de tener presente que lo que pretendemos es analizar el cambio en la relación entre los cambios diarios en precios (expresados en porcentaje) de ambos mercados. Es decir, qué significa para el NYSE el que NASDAQ cambie un 30 por 100. No estamos intentado buscar modelos explicativos de estos cambios, sino el cambio en la relación entre estas variables durante los dos períodos que representan una época «pre-nueva economía» y una época de la «nueva economía».

Los resultados indican que todos los cuantiles en los tres paneles son significativos. Dicho de otra forma, cualquier tipo de cambio en los precios del NASDAQ tiene un efecto en los cambios de los precios del NYSE. Este resultado carece de interés puesto que puede explicarse fácilmente, dado el riesgo sistemático al que ambos índices están expuestos durante todos los períodos. Los resultados más interesantes provienen de comparar las pseudo- R^2 y los coeficientes de los períodos 1 y 2 ya que, además de confirmar los resultados obtenidos mediante cointegración, la regresión de cuantiles proporciona información adicional.

Cuando comparamos los resultados obtenidos de los períodos 1991-1995 y 1996-2000 observamos que las pseudo- R^2 del primer período son más elevadas que las del segundo para todos los cuantiles. Esto puede interpretarse como que entre los años 1991 y 1995 (antes de la «nueva economía»), los cambios de precios en el NASDAQ explicaban, más que en el segundo período, los cambios en los precios del NYSE. A pesar de que este resultado es válido para todos los cuantiles, las pseudo- R^2 que corresponden a los cambios en precios más negativos y más positivos del NASDAQ son más elevadas que las que corresponden a cambios en precios alrededor de la media. Esto quiere decir que el poder explicativo se incrementa con el «tamaño» del cambio. Una explicación puede ser que se produzca un contagio entre mercados.

En referencia a la muestra que corresponde al período entre 1996 y 2000 (supuestamente, cuando la «nueva economía» ha comenzado a funcionar) observamos que todas las pseudo- R^2 son más bajas que las halladas para el primer período. Esto puede interpretarse como que la relación entre ambos mercados es menos fuerte que en el período anterior, lo que pudiera ser debido a la volatilidad adicional del NASDAQ durante este segundo período. Otro dato de importancia es que, a diferencia de lo que ocurría durante la «pre-nueva economía», la tendencia en este segundo período es decreciente a medida que aumentamos el cuantil. Dicho de otra forma, el NYSE se ve más afectado por el NASDAQ cuanto más negativos son los cambios en los precios de este segundo mercado. Podría decirse que hay una mayor resistencia en el contagio a la alta que a la baja.

5. Conclusión

Teniendo en consideración los resultados obtenidos con el uso de ambas metodologías, podemos sacar las siguientes conclusiones. La relación entre el NASDAQ y el NYSE ha cambiado entre los períodos de la «pre» y «nueva economía». Antes de la «nueva economía», la relación entre la variabilidad de las rentabilidades de ambos mercados estaba limitada aunque, en general, el NASDAQ influía en el NYSE para los cambios más extremos en precios (positivos y negativos). Durante el segundo período, la variabilidad entre ambas series no está limitada aunque, de todas formas, vemos que el NASDAQ afecta al NYSE de forma decreciente a medida que los cambios en precios pasan de negativos a positivos. Estos resultados podrían interpretarse como que la «nueva economía» ha introducido una variabilidad adicional en un mercado (el NASDAQ) superior a la que se refleja en el NYSE y, aunque persiste un contagio entre ambos mercados, la tendencia en la «nueva economía» es la resistencia ante crecientes cambios positivos en contraste con la «pre-nueva economía» en la que se observaba un contagio para los mayores cambios positivos y negativos.

Una posible extensión de este artículo sería una investigación que llevara a esclarecer la calidad en el cambio de relación entre las variables. Para ello podríamos introducir variables explicativas relacionadas directamente con el contagio como, por ejemplo, cambios significativos en volumen y en volatilidad. Otra posible área de investigación futura es examinar si se encuentran estos efectos en mercados que no sean el americano.

Referencias bibliográficas

- [1] BENERJEE, A.; DOLADO, J. J.; GALBRAITH, W. y HENDRY, D. F. (1993): *Cointegration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Nonstationarity Data*, Nueva York: Oxford University Press.
- [2] BENERJEE, A.; HENDRY, D. F. y SMITH, G. W. (1988): «Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Model: Some Monte Carlo Evidence», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, número 48, agosto, páginas 253-77.
- [3] DAMODARAN, A. (2000): «The Dark Side of Valuation: Firms With No Earnings, No History and No Comparables. Can Amazon.com Be Valued?», *Stern School of Business*, marzo.
- [4] ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J. (1987): «Cointegration, Error Correction: Representation, Estimation, and Testing», *Econometrica*, número 55, páginas 251-276.
- [5] EVANS, G. W. (1991): «Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices», *American Economic Review*, número 81, páginas 922-930.
- [6] ROGER, W. F. (2000): *At the New Economy Forum*, Haas School of Business, University of California, Berkeley, Portola Valley, CA, mayo, número 9.
- [7] FLOOD, R. P. y GARBER, P. M. (1994): *Speculative Bubbles, Speculative Attacks, and Policy Switching*, Cambridge y Londres: MIT Press.
- [8] FROOT, K. y OBSTFELD, M. (1991): «Intrinsic Bubbles: The Case of Stock Prices», *American Economic Review*, número 81, páginas 1189-1214.
- [9] FROOT, K.; SCHARFSTEIN, D. y STEIN, J. (1992): «Herd on the Street: Informational Inefficiencies in a Market with Short-Term Speculation», *Journal of Finance*, número 47, páginas 1461-1484.
- [10] GORDON, R. J.: *Has the «New Economy» Rendered the Productivity Slowdown Obsolete?*, documento de trabajo, Northwestern University, junio, número 14. <http://faculty-web.at.nwu.edu/economics/gordon/researchhome.html>.
- [11] GREENSPAN, A. (2000): *Remarks by Chairman Alan Greenspan before the New York Association for Business Economics*, Nueva York, (vía videoconferencia), junio, número 13.
- [12] HAMILTON, J. D. y WHITEMAN, C. H. (1985): «The Observable Implications of Self-Fulfilling Expectations», *Journal of Monetary Economics*, número 16, páginas 353-73.
- [13] HAN, H. L. (1996): «Cointegration and Tests of a Present Value Model in the Stock Market», *Applied Economics*, número 28, páginas 267-272.
- [14] JOHANSEN, S. (1988): «Statistical Analysis of Cointegrating Vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control*, número 12, páginas 231-54.
- [15] JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1990): «Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, número 52, páginas 169-210.
- [16] KEYNES, J. M. (1936): *The General Theory of Employment Interest and Money*, Harcourt Brace, NY.
- [17] KOENKER, R. y BASSETT, G. (1978): «Regression Quantiles», *Econometrica*, número 46, páginas 33-50.

- [18] McQUEEN, G. y THORLEY, S. (1994): «Bubbles, Stock Returns, and Duration Dependence», *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, número 29, páginas 379-401.
- [19] MILANO, G. V. (2000): «EVA and the New Economy», *Journal of Applied Corporate Finance*, número 13 (2), verano, páginas 118-128.
- [20] OLINER, S. D. y SICHEL, D. E. (2000): «The Resurgence of Growth in the Late 1990s: Is Information Technology the Story?», *Federal Reserve Board*, Washington D.C., mayo.
- [21] PERRON, P. (1988) «Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach», *Journal of Economic Dynamics and Control*, número 12, junio-septiembre, páginas 297-332.
- [22] PERRON, P. y SERENA, N. G. (1996): «Useful Modifications to Some Unit Root Tests With Dependent Errors and Their Local Asymptotic Properties», *Review of Economic Studies*, número 63, páginas 453-63.
- [23] PHILLIPS, P. C. B. (1987): «Time Series Regression With a Unit Root», *Econometrica*, número 55, marzo, páginas 277-301.
- [24] PHILLIPS, P. C. B. y OULIARIS, S. (1990): «Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration», *Econometrica*, número 58, páginas 165-93.
- [25] PHILLIPS, P. C. B. y PERRON, P. (1988): «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika*, número 75, junio, páginas 335-46.
- [26] SCHARFSTEIN, D. y STEIN, K. (1990): «Herd Behavior and Investment», *American Economic Review*, número 80, páginas 465-479.
- [27] TEVLIN, S. y WHELAN, K. (2000): «Explaining the Investment Boom of the 1990s», *Division of Research and Statistics, Federal Reserve Board*, marzo, número 7.

ANEXO

Resultados de los contrastes aplicados

CUADRO A1

TESTS DE RAICES UNITARIAS

NYSE 10 retardos 2.526 observaciones			NASDAQ 10 retardos 2.526 observaciones		
Retardos	Z(alfa)	Z(t)	Retardos	Z(alfa)	Z(t)
1	1,37	1,1	1	1,82	0,944
2	1,42	1,1	2	1,86	0,954
3	1,41	1,1	3	1,85	0,953
4	1,39	1,1	4	1,83	0,945
5	1,37	1,1	5	1,82	0,943
6	1,36	1,1	6	1,8	0,939
7	1,34	1,09	7	1,75	0,924
8	1,31	1,09	8	1,74	0,922
9	1,28	1,09	9	1,71	0,915
10	1,26	1,09	10	1,69	0,908

CUADRO A2

TESTS DE COINTEGRACION

Retardo	1991 – 2000		1991 - 1995		1996 - 2000	
	Estadístico autovalor máximo	Estadístico de la traza	Estadístico autovalor máximo	Estadístico de la traza	Estadístico autovalor máximo	Estadístico de la traza
1	4,3618141	4,3628407	15,650838	15,670394	8,2576373	8,4229902
2	3,8622078	3,8883145	13,352339	13,445638	1,9240591	3,8299064
3	4,0061273	4,0197682	13,619546	13,729193	1,9838035	3,8891595
4	3,9453625	3,9557587	13,172968	13,319466	2,0114717	3,8958602
5	3,598129	3,6091365	14,411041	14,558889	1,9855653	3,7539009
6	3,507781	3,5134673	14,565268	14,719314	2,0868507	3,8263358
7	2,9620847	2,9648444	11,961638	12,049131	2,3075573	3,7727297
8	4,0051698	4,005318	10,625792	10,743536	2,3091386	4,2421013
9	4,2154448	4,2154448	10,808841	10,914994	2,3551651	4,3649494
10	4,8837798	4,8850726	11,159455	11,215149	2,6494133	4,7706282

CUADRO A3
REGRESION DE CUANTILES

BRC: entre el estimador de la regresión de cuantiles para el cuantil τ -th. $\hat{\beta}_{\tau}^{BRC} = \argmin N^{-1} \sum p_{\tau}(y - X'\beta)$, $\beta \in IR^K$. Sobre los paneles se indica el modelo, la variable dependiente e independiente, y el número de observaciones incluidas en la muestra. Para cada modelo se tomaron 9 cuantiles: 10 por 100-90 por 100. En cada panel, la primera columna lista el cuantil específico que se reporta y las variables, la segunda presenta los coeficientes, la tercera la desviación estándar, la cuarta el estadístico t, la quinta el valor P del estadístico t, la sexta el intervalo de confianza del 95 por 100 y la séptima la pseudo-R².

Modelo 1 (10 años: 1991-2000) Variable dependiente: $\Delta NYSE$ Variable independiente: $\Delta NASDAQ$ Número de observaciones: 2.526						
Q (00,10)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	-0,0064027	0,0002228	-28,734	0,000	-0,0068397 -0,0059658	Pseudo R ² = 0,3307
ΔNSQ	0,4165463	0,025001	16,661	0,000	0,3675218 0,4655709	
Q (0,20)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	-0,0037201	0,0001331	-27,960	0,000	-0,003981 -0,0034592	Pseudo R ² = 0,3105
ΔNSQ	0,4301579	0,0205001	20,983	0,000	0,3899591 0,4703567	
Q (0,30)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	-0,0022412	0,0001146	-19,559	0,000	-0,0024659 -0,0020165	Pseudo R ² = 0,2939
ΔNSQ	0,4289746	0,0174849	24,534	0,000	0,3946884 0,4632607	
Q (0,40)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	-0,0010511	0,0001056	-9,955	0,000	-0,0012581 -0,000844	Pseudo R ² = 0,2859
ΔNSQ	0,4281117	0,0158521	27,007	0,000	0,3970272 0,451962	
Q (0,50)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	0,0000263	0,0000981	0,268	0,789	-0,0001662 0,0002187	Pseudo R ² = 0,2817
ΔNSQ	0,4258058	0,0190857	22,310	0,00	0,3883806 0,4632311	
Q (0,60)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	0,0010973	0,0001337	8,209	0,000	0,0008352 0,0013594	Pseudo R ² = 0,2781
ΔNSQ	0,4216769	0,0207141	20,357	0,000	0,3810585 0,4622952	
Q (0,70)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo Conf.	
Cons.....	0,0023641	0,000118	20,030	0,000	0,0021326 0,0025955	Pseudo R ² = 0,2765
ΔNSQ	0,4218377	0,0178631	23,615	0,000	0,3868099 0,4568655	
Q (0,80)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	0,004112	0,0001674	24,561	0,000	0,0037837 0,0044403	Pseudo R ² = 0,2717
ΔNSQ	0,4244652	0,0209354	20,275	0,000	0,383413 0,4655175	
Q (0,90)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	0,0067956	0,0002453	27,707	0,000	0,0063146 0,0072765	Pseudo R ² = 0,2651
ΔNSQ	0,3912391	0,019297	20,275	0,000	0,3533996 0,4290786	

CUADRO A3 (continuación)

REGRESION DE CUANTILES

Modelo 2 (5 años: 1991-1995) Variable dependiente: $\Delta NYSE$ Variable independiente: $\Delta NASDAQ$ Número de observaciones: 1263						
Q (0,10)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	-0,0046162	0,0002078	-22,220	0,000	-0,0050238 -0,0042086	Pseudo R ² = 0,4347
ΔNSQ	0,5592906	0,0247237	22,622	0,000	0,5107864 0,6077947	
Q (0,20)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	-0,0029494	0,0001494	-19,747	0,000	-0,0032424 -0,0026564	Pseudo R ² = 0,3874
ΔNSQ	0,5591679	0,021805	25,644	0,000	0,5163897 0,601946	
Q (0,30)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	-0,0018333	0,0001227	-14,938	0,000	-0,0020741 -0,0015925	Pseudo R ² = 0,3584
ΔNSQ	0,5492017	0,0219688	24,999	0,000	0,5061023 0,5923011	
Q (0,40)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	-0,0009481	0,0001257	-7,541	0,000	-0,0011947 -0,0007014	Pseudo R ² = 0,3443
ΔNSQ	0,5401446	0,0195303	27,657	0,000	0,5018291 0,57846	
Q (0,50)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	-0,0001481	0,0001077	-1,374	0,170	-0,0003595 0,0000633	Pseudo R ² = 0,3371
ΔNSQ	0,5459883	0,0225126	24,253	0,000	0,501822 0,5901546	
Q (0,60)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	0,0007899	0,0001434	5,510	0,000	0,0005087 0,0010712	Pseudo R ² = 0,3383
ΔNSQ	0,5718846	0,237825	24,046	0,000	0,5252269 0,6185423	
Q (0,70)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	0,0017259	0,0001321	13,063	0,000	0,0014667 0,0019851	Pseudo R ² = 0,3501
ΔNSQ	0,5784868	0,0222071	26,050	0,000	0,5349198 0,6220538	
Q (0,80)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	0,0028518	0,000145	19,671	0,000	0,0025674 0,0031362	Pseudo R ² = 0,3607
ΔNSQ	0,5770033	0,0212868	27,106	0,000	0,5352419 0,6187647	
Q (0,90)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	0,0046475	0,0001752	26,529	0,000	0,0043038 0,0049912	Pseudo R ² = 0,3781
ΔNSQ	0,563912	0,0245412	22,978	0,000	0,5157659 0,6120581	

CUADRO A3 (continuación)
REGRESION DE CUANTILES

Modelo 3 (5 años: 1996-2000) Variable dependiente: $\Delta NYSE$ Variable independiente: $\Delta NASDAQ$ Número de observaciones: 1263						
Q (0,10)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	-0,0080196	0,0003794	-21,140	0,000	-0,0087638 -0,0072754	Pseudo R ² = 0,3245
ΔNSQ	0,3801926	0,020889	18,201	0,000	0,3392115 0,4211737	
Q (0,20)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	-0,0051891	0,0002648	-19,594	0,000	-0,0057086 -0,0046695	Pseudo R ² = 0,2963
ΔNSQ	0,359733	0,0238859	15,060	0,000	0,3128725 0,4065936	
Q (0,30)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	-0,0030778	0,0002337	-13,169	0,000	-0,0035363 -0,0026192	Pseudo R ² = 0,2764
ΔNSQ	0,3695915	0,0286277	12,910	0,000	0,3134284 0,4257547	
Q (0,40)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	-0,0014162	0,0002413	-5,868	0,000	-0,0018897 -0,0009427	Pseudo R ² = 0,2649
ΔNSQ	0,3833787	0,0257204	14,906	0,000	0,3329192 0,4338381	
Q (0,50)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	0,000207	0,0001868	1,108	0,268	-0,0001594 0,0005734	Pseudo R ² = 0,2648
ΔNSQ	0,3737209	0,0179623	20,806	0,000	0,3384817 0,4089601	
Q (0,60)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	0,0016443	0,0002173	7,567	0,000	0,0012179 0,0020706	Pseudo R ² = 0,2602
ΔNSQ	0,3579167	0,0182243	19,639	0,000	0,3221634 0,3936701	
Q (0,70)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	0,0033544	0,0002512	13,354	0,000	0,0028616 0,0038472	Pseudo R ² = 0,2543
ΔNSQ	0,3575049	0,0201402	17,751	0,000	0,3179928 0,397017	
Q (0,80)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	0,055878	0,0002438	22,917	0,000	0,0051094 0,0060661	Pseudo R ² = 0,2527
ΔNSQ	0,3588762	0,0217288	16,516	0,000	0,3162476 0,4015049	
Q (0,90)	Coef.	Err Estd.	t	P> t	95% Intervalo conf.	
Cons.....	0,0089151	0,0003406	26,173	0,000	0,0082469 0,0095834	Pseudo R ² = 0,2491
ΔNSQ	0,3472457	0,0241277	14,392	0,000	0,2999108 0,3945806	