

¿RESPONDE LA BOLSA MEXICANA A LOS FUNDAMENTOS?

Raúl Aníbal Feliz¹

Centro de Investigación y Docencia Económicas (CIDE)

1. Introducción

El problema de la determinación del precio de las acciones ha sido objeto recientemente de una considerable atención en la literatura teórica y aplicada (West, 1988). El estudio cuidadoso de las contribuciones al tema revela la ausencia de consenso acerca de las fuerzas que actúan en el mercado de acciones. Entre las explicaciones aportadas al respecto se distinguen dos tipos: las ineficientistas y las eficientistas.

La explicación "ineficientista" (Keynes, 1936; Shiller, 1984) hace hincapié en aspectos de la psicología de las masas y/o institucionales del mercado y de la economía en la determinación del valor de las acciones. En cambio, en la "eficientista" se pone el acento en los elementos de cálculo racional, arbitraje y expectativas de los agentes económicos. Una hipótesis proveniente de este último enfoque es la "fundamentalista", que explica el comportamiento del precio de las acciones con base en el valor presente esperado de los dividendos futuros.

El objetivo de este ensayo consiste en evaluar mediante varias pruebas estadísticas la capacidad predictiva de la hipótesis "fundamentalista" en el caso del mercado de acciones de México —Bolsa Mexicana de Valores (BMV)— en el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1980 (1980:1) y el cuarto trimestre de 1988 (1988:4). Las pruebas estadísticas proceden directamente de la metodología propuesta por Shiller y Campbell (1987).

Se encontró que la evidencia empírica que aquí se analiza no refuta la hipótesis fundamentalista en el periodo analizado. Sin embargo, no puede afirmarse que la hipótesis permita racionalizar cada uno de los eventos ocurridos en este periodo. Las implicaciones que se derivan de este resultado desafían la opinión popular que atribuye a la BMV una excesiva volatilidad e irracionalidad.

Los resultados de este ensayo están sujetos a una importante consideración: la disponibilidad de información y la necesidad de contar con una

¹ División de Economía, Centro de Investigación y Docencia Económicas (CIDE). El autor agradece los comentarios recibidos en el Seminario de Macroeconomía del CIDE, de Ángel Palerm y de dos dictaminadores anónimos de esta revista, así como la asistencia de investigación de Yvonne Jaber Rafful.

muestra de empresas que hayan operado regularmente en el periodo 1980:1-1988:4 limita el alcance de la base estadística analizada. Ésta se compone de 21 empresas y de 36 observaciones que en promedio representaron 25% del valor del mercado de acciones mexicano.

El trabajo se organiza de la siguiente forma: en la sección segunda se considera el enfoque eficientista de la determinación del precio de las acciones de la Bolsa, en la tercera se discute la forma de contrastar estadísticamente la hipótesis fundamentalista, en la siguiente se presenta la información analizada; en la quinta se da cuenta de los resultados de las pruebas estadísticas, y, finalmente, en la sección sexta se establecen algunas conclusiones.

2. Un modelo eficientista del precio de las acciones

Existen varias formas alternativas de obtener la ecuación fundamental del análisis eficientista de la determinación del precio de un activo de capital. Un enfoque elegante y general proviene del análisis de Lucas (1978) del problema de la elección dinámica, por parte de un agente representativo, de un portafolio de activos financieros y de un bien de consumo agregado. Todo esto en el marco de una economía de intercambio puro. En esta situación considérese el siguiente problema de optimización del agente representativo:

$$\text{Máx } E \left\langle \sum_{j=t}^{\infty} \beta^j U(C_j) \mid I_t \right\rangle \times$$

sujeto a la siguiente restricción presupuestaria:

$$C_t + \sum_{i=1}^n p_t^i q_t^i = \sum_{i=1}^n (p_t^i + D_t^i q_{t-1}^i) + Y_t \quad (1.0)$$

donde $\beta = 1 / (1 + \tau)$ representa el factor de descuento intertemporal, τ la tasa de preferencia intertemporal, C_t el consumo agregado, Y_t el ingreso laboral exógeno, p_t^i , q_t^i y D_t^i representan el precio (relativo al consumo), la cantidad y los dividendos el activo i . $\langle E \mid I_t \rangle$ es el operador de esperanza matemática condicionado al conjunto de información I_t .

Las condiciones de optimalidad del problema anterior se obtienen del siguiente conjunto de ecuaciones de Euler:

$$p_t^i = \beta E \left\langle U'(C_{t+1}) \{ p_{t+1}^i + D_{t+1}^i \} \mid I_t \right\rangle \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1.1)$$

Estas ecuaciones poseen una interpretación familiar: señalan que el costo marginal de la adquisición de un activo i ($p_t^i U'(C_t)$) es igual al valor espe-

rado del activo en el próximo periodo. Obsérvese que este último valor es igual a la suma del precio y de los dividendos obtenidos.

Estas ecuaciones constituyen el núcleo del análisis moderno de la formación del precio de los activos de capital y pueden interpretarse como condiciones de equilibrio general o parcial de una economía según las condiciones de mercado supuestas. En un extremo es posible interpretarlas como condiciones de equilibrio general de una economía del tipo de Arrow-Debreu; y en otro, como la condición de equilibrio de Robinson Crusoe (Hall, 1989) en el marco de una economía de un solo activo de capital.

La validez de estas ecuaciones se conserva como condición de equilibrio parcial en todos los mercados de activos en los cuales el "agente" puede decidir libremente la asignación de su ahorro corriente. Por tal motivo estas condiciones pueden ser válidas para algunos activos y falsas para otros.

A partir de la iteración hacia adelante de la ecuación (1.1) y haciendo a $\tau_j = \beta U'(C_{t+j}) / U'(C_t)$ y definiendo a $Q_{t+j} = [\tau_0, \tau_1, \dots, \tau_j]$ se obtiene la siguiente ecuación:

$$p_t^i = E \left\langle \sum_{j=0}^{T-1} Q_{t+j} D_{t+j+1}^i \mid I_t \right\rangle + E \left\langle Q_{t+T} D_{t+T+1}^i \mid I_t \right\rangle$$

$$i = 1, 2, \dots, n \tag{1.2}$$

Suponiendo que los pagos de dividendos de los activos crecen a una tasa (exponencial) inferior a la implícita en el factor de descuento Q_t se tienen las siguientes condiciones de transversalidad:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} E \left(Q_{t+T} D_{t+T+1}^i \mid I_t \right) = 0$$

$$i = 1, 2, \dots, n \tag{1.3}$$

Pasando al límite cuando $T \rightarrow \infty$ en las ecuaciones (1.2) y utilizando las condiciones de transversalidad (1.3) resultan las soluciones "fundamentales" del precio de los activos:

$$p_t^{*i} = E \left\langle \sum_{j=0}^{\infty} Q_{t+j} D_{t+j+1}^i \mid I_t \right\rangle$$

$$i = 1, 2, \dots, n \tag{1.4}$$

Obsérvese que el concepto de solución adoptado no corresponde al significado normal del término, ya que en general Q_{t+j} no es independiente de los precios de los activos y de las demás variables del problema de elección (1.0). De esta ecuación se deriva la hipótesis fundamentalista que señala que el precio de los activos es igual al valor presente esperado de sus pagos de dividendos.

Las soluciones fundamentales o de mercado de las condiciones de optimalidad (1.1) en general no son las únicas que las satisfacen. A estas ecuaciones pueden agregarse variables burbujas (B_t^i) que satisfagan las siguientes ecuaciones:

$$E \langle B_{t+1}^i \mid I_t \rangle = (1/Q_t) B_t^i \\ i = 1, 2, \dots, n \quad (1.5)$$

sin alterar su carácter de solución de las ecuaciones (1.1). De donde se deduce que, siendo las ecuaciones (1.5) compatibles con el siguiente conjunto de familias de ecuaciones:

$$B_{t+1}^i = (1/Q_t) B_t^i + \epsilon_{t+1} \\ i = 1, 2, \dots, n \quad (1.6)$$

con ϵ_t igual a una variable aleatoria con esperanza matemática $E \langle \epsilon_{t+1} \mid I_t \rangle = 0$, existen infinitas soluciones de las ecuaciones (1.1).

La existencia de burbujas racionales se ha postulado como explicación compatible con las condiciones de eficiencia de los mercados, de los comportamientos aparentemente atípicos de los mercados financieros y en especial de los mercados de divisas y de acciones. Sin embargo, sólo recientemente se han comenzado a explorar las implicaciones microeconómicas y de equilibrio general de las mismas.

Una restricción inmediata de las burbujas es que deben ser positivas $B_t^i > 0$, o sea, que un activo nunca puede venderse por debajo de su valor "fundamental". En caso contrario se violaría la no negatividad de los precios de los activos. En el modelo (1.0) puede demostrarse (Tirole, 1982) que la existencia de burbujas es incongruente con las restricciones presupuestarias de los agentes. En otra clase de modelos, como en el de generaciones de Tirole (1986), en ciertas (improbables) circunstancias pueden existir soluciones de burbujas en equilibrio.

Un resultado notable de Diba y Grossman (1988) restringe drásticamente las probabilidades de que la existencia de burbujas explique los comportamientos de algunos mercados de activos. Demostraron que de existir burbujas racionales, éstas seguramente se formaron desde el primer día de transacción de los activos. De lo contrario ($B_0^i = 0$) y de la ecuación (1.5) se infiere con probabilidad uno para todo $t B_t^i = 0$.

3. Un modelo empírico del precio de las acciones

La metodología de este apartado es una aplicación directa de la propuesta por Shiller y Campbell (1987) para contrastar modelos de valor presente.

Esta metodología procede de los desarrollos recientes de la econometría de series de tiempo no estacionarias (véase Perrón, 1988, para una revisión de esta teoría).

1. Metodología econométrica

A una serie de tiempo x_t se le define como del tipo $I(d)$ cuando su d -ésima diferencia la hace estacionaria. Una vector X_t compuesto de series de tiempo del tipo $I(d)$ se dice que está cointegrado de orden $CI(d,b)$ (con $b > 0$), si existe un vector α tal que $\alpha' X_t$ sea una serie de tipo $I(d - b)$. Con series del tipo $I(1)$ el teorema de Wald afirma la existencia de la siguiente representación estocástica del vector X_t :

$$X_t - X_{t-1} = A(L) w_t \tag{3.0}$$

en donde w_t es un vector de variables "ruido blanco" con matriz de variancias y covariancias V , y $A(L)$ es un polinomio matricial en el operador rezago L . La matriz de varianzas y covarianzas de la $X_t - X_{t-1}$ está dada por $A(1)' VA(1)$. Si la serie de tiempo $\alpha' X_t$ posee una varianza finita (como lo supone la cointegración) ésta viene dada por la siguiente expresión:

$$\sum_{i=1}^{\infty} \{ (\sum_{j=0}^i A_j)' V (\sum_{j=0}^i A_j) \}$$

que sólo converge cuando $\alpha' A(1)' VA(1) \alpha = 0$. De donde se deriva directamente la singularidad de la matriz de varianzas y covarianzas del modelo (3.1). Esto es equivalente a la no invertibilidad del polinomio $A(L)$. En este caso el teorema de representación de Granger y Engle (1987) asegura la existencia de un mecanismo de corrección del error (MCE) del vector X_t :

$$a(L) (X_t - X_{t-1}) = \tau_0 + \tau_1 \alpha X_{t-1} + e_t \tag{3.1}$$

donde $a(L)$ es un polinomio matricial en L ; $e(t)$ un vector de variables "ruido blanco" con τ_0 y τ_1 siendo vectores de parámetros.

2. Modelo empírico

Con el objetivo de explorar las implicaciones empíricas de la teoría fundamentalista de la sección anterior se harán los siguientes supuestos: *f)* los dividendos son una proporción fija (ϕ) de las utilidades netas de impuestos ($D_t^i = \phi U_t^i$); *ii)* existe un factor de descuento constante o variaciones im-

predecibles de la utilidad marginal del consumo (Hall, 1978) e independientes de los dividendos de las acciones. Con estos supuestos, las ecuaciones (1.4) son equivalentes a las siguientes:

$$p^*{}^i_t = \phi E \langle \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j U^i_{t+j} \mid I_t \rangle$$

$$i = 1, 2, \dots, n \tag{1.4.1}$$

y *iii*) una situación de crecimiento estocástico que genera un comportamiento de las utilidades no estacionario del tipo *I* (1).

De las ecuaciones (1.4.1) se deduce directamente, desde la hipótesis fundamentalista, que las series de precios y utilidades de las acciones están cointegradas (Shiller y Campbell, 1987; Diba y Grossman, 1988) con vector de cointegración $\alpha' = (1, \phi/\tau)$. Definiendo $S^i_t = p^i_t - (\phi/\tau)U^i_t$ y haciendo $\delta U^i_t = U^i_t - U^i_{t-1}$ las ecuaciones anteriores pueden escribirse como:

$$S^i_t = (\phi/\tau)E \langle \sum_{j=1}^{\infty} (1 + \tau)^j \delta U^i_{t+j} \mid I_t \rangle$$

$$i = 1, 2, \dots, n \tag{2.1}$$

A la variable S^i_t se le denominará margen. Esta variable puede interpretarse en términos de la diferencia de la tasa de rendimiento requerida y la obtenida de una acción.² Nótese que en las ecuaciones (2.1), a diferencia de lo que ocurre en las (1.4.1), sólo intervienen variables estacionarias.

De la condición de cointegración y del teorema de representación de Granger se obtiene que el proceso de series de tiempo bivariado ($S^i_t, \delta U^i_t$) puede aproximarse mediante un proceso vectorial autorregresivo (VAR(p)):

$$\begin{bmatrix} S_t \\ \delta U_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11}(L) & b_{12}(L) \\ b_{21}(L) & b_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_{t-1} \\ \delta U_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{bmatrix} \tag{2.2}$$

En los coeficientes, $\beta_{wj}(L)$ son polinomios en el operador rezagado (L) de orden p . $\epsilon_w(i, t)$ son variables ruido blanco. De las ecuaciones (2.2) puede obtenerse directamente la forma de estado-espacio de las mismas como $Y^i_t = MY^i_{t-1} + \epsilon^i_t$.³ Donde M , la matriz de transición, es una función de los parámetros $\beta_{ij}(L)$, Y^i_t el siguiente vector: $(S^i_t, S^i_{t-1}, \dots, S^i_{t-p}, \delta U^i_t, \delta U^i_{t-1}, \dots, \delta U^i_{t-p})'$ y ϵ^i_t el vector correspondiente a las variables ϵ^i_t .

² Nótese que $\tau S^i_t = \tau p^i_t - \phi U^i_t$.

³
$$\begin{bmatrix} S_t \\ S_{t-1} \\ \dots \\ S_{t-p} \\ \delta D_t \\ \delta D_{t-1} \\ \dots \\ \delta D_{t-p} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} \dots a_{12} & a_{1p} & a_{21} \dots a_{22} & a_{2p} \\ 1 \dots 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \dots & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ b_{11} \dots b_{12} & b_{1p} & b_{21} \dots b_{2p} \\ \dots & 0 & 1 \dots 0 & 0 \\ \dots & 0 & \dots & 1 & \dots & 0 \\ \dots & 0 & \dots & 0 & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_{t-1} \\ S_{t-2} \\ \dots \\ S_{t-p} \\ \delta D_{t-1} \\ \delta D_{t-2} \\ \dots \\ \delta D_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ 0 \\ \dots \\ 0 \\ e_{2t} \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{bmatrix}$$

Suponiendo conservadoramente que el conjunto de información I_t contiene los valores históricos de las variables S_t^i y δU_t^i ($I_t = \{Y_j^i; i=1,2,\dots,n, j=t,t-1,\dots\}$) la esperanza matemática condicionada del vector Y_{t+k}^i puede escribirse como:

$$E(Y_{t+k}^i | I(t)) = M^k Y_t^i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2.3)$$

De las ecuaciones (2.3) pueden obtenerse directamente los valores esperados de las variables S_{t+k}^i y δU_{t+k}^i . Si los vectores b' y g' son definidos de forma tal que $S_t^i = g' Y_t^i$ y $\delta U_t^i = b' Y_t^i$ de las ecuaciones (2.1) se obtiene el siguiente conjunto de restricciones sobre los parámetros de los modelos (2.2):

$$g' = (\phi/\tau) b'(1/(1+\tau)) A(I - A(1+\tau))^{-1} \quad (2.4)$$

Algebraicamente estas restricciones equivalen a las siguientes: $H0(\alpha, \tau)$: $(\phi/\tau) \beta_{2j} = -b_{2j} \quad j=1, 2, \dots, p-1$; $(\phi/\tau) \beta_{2p} = 1 + \tau - \beta_{1p}$; $(\phi/\tau) \beta_{2p+j} = -\beta_{1p+j} \quad j=1, 2, \dots, p$. Shiller y Campbell (1987, 1988) establecieron que en la hipótesis nula el margen (S_t^i -Granger) causa las variaciones de las utilidades.

Teóricamente puede calcularse de las ecuaciones (2.1) la senda de "equilibrio" de la bolsa desde la hipótesis fundamentalista del modelo. De las ecuaciones (2.1) (2.2) y (2.3) se obtiene fácilmente que:

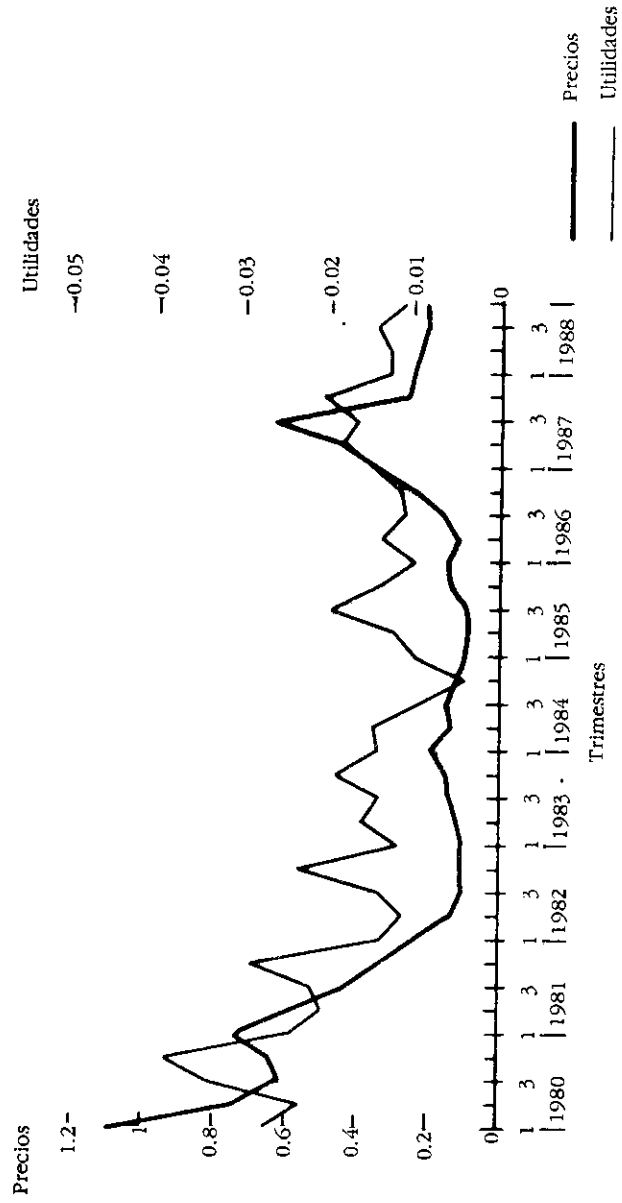
$$S^{*i}_t = (\phi/\tau) A(I(1+\tau) - A)^{-1} Y_t^i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2.1)$$

La comparación de S_t^i con los valores observados de S_t^i permite apreciar el grado de asociación (P^2) de ambas series. Obviamente en $H0$ el valor teórico del $R^2 = 1$. De forma similar se pueden comparar las varianzas de ambas series.

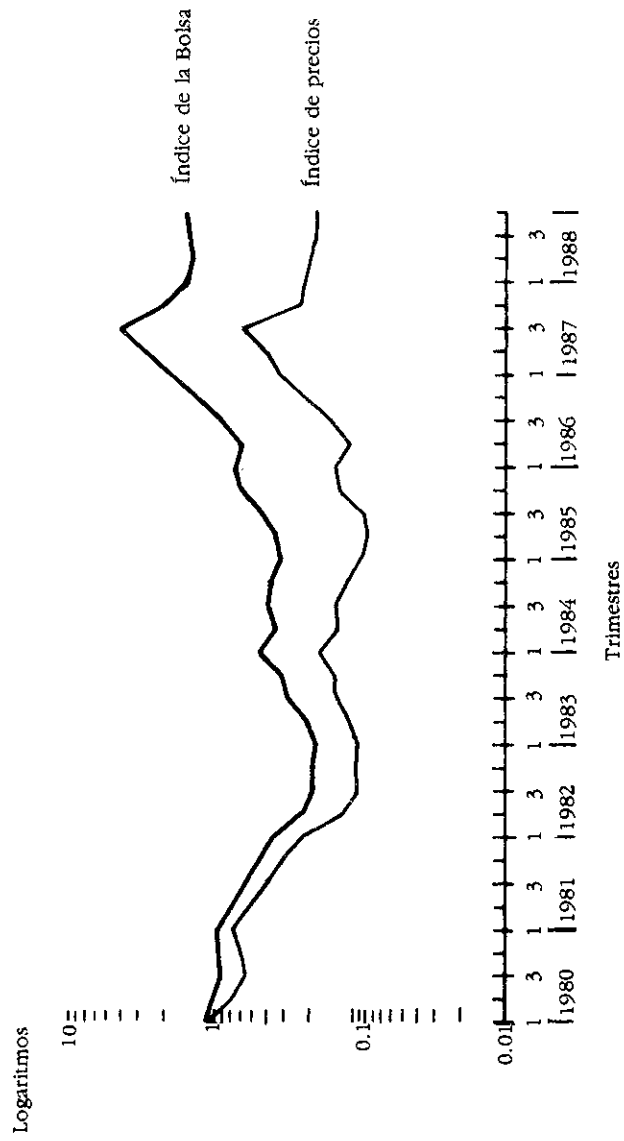
Alternativamente el modelo "fundamentalista" de las ecuaciones (2.1) puede contratarse comparando la varianza del margen observado S_t , con la varianza de la siguiente expresión $\sum_{j=1, \infty} \beta^j \delta D_{t+j}^i$. Desde la hipótesis "fundamentalista" el valor de estas varianzas coincide.⁴

⁴A fin de contrastar esta hipótesis se construyó el coeficiente $\Phi(\beta_{iw}) = \text{Var}(S_t^i) / \text{Var}(S^{*i}_t)$ que se distribuye, asintóticamente (Harvey 1981), según una J^i-2 . Se utilizó el estadístico de Wald: $(\Phi-1)' (\text{Dif}(\beta_{iw})' V \text{Dif}(\beta_{iw})^{-1} (\Phi-1))$. $\text{Dif}(\beta_{iw})$ es el vector de derivadas parciales de $\Phi(\beta_{iw})$ respecto a los parámetros del modelo (2.2). Estas derivadas se evaluaron numéricamente.

Gráfica 1
Precios y utilidades reales de la Bolsa Mexicana de Valores



Gráfica 2
Índices de precios de la bolsa (1980:1-1988:4)



4. Datos

El modelo "fundamentalista" de la sección anterior se contrastará con base en índices de precios y utilidades por acción de las empresas incluidas en la muestra. En el periodo analizado, éstas han representado aproximadamente 25% de la Bolsa Mexicana de Valores.

El índice de precios se calculó con la fórmula de Laspeyres: $Pn_t = \sum_{i=1}^n (i = 1, \text{número de empresas}) q^i 1980:1 Pn_t^i / \sum_{i=0}^n (i = 0, \text{número de empresas}) q^i 1980:1 Pn_0^i$. En donde Pn_t^i es el precio nominal de la acción i en el periodo t , y q ($i, 1980:1$) el número de acciones (i) en circulación en 1980:1. Con el objetivo de conservar la relación precio-utilidad de las ecuaciones (1.1) se definió el siguiente "índice" de utilidades: $Un_t = \sum_{i=1}^n (i = 1, \text{número de empresas}) Un_t^i / \sum_{i=1}^n (i = 1, \text{número de empresas}) q^i 1980:1 Pn^i 1980:1$. En donde Un_t^i corresponde a utilidad nominal por acción (i) en el periodo t . En los cuadros 4 y 5 aparece la información de precios y utilidades que se utilizaron en estos cálculos.

Haciendo a $P_t = Pn_t / Ipc_t$ y a $U_t = Un_t / Ipc_t$, donde Ipc_t corresponde al índice nacional de precios al consumidor, la hipótesis fundamentalista equivale a:

$$P_t^* = \phi E \left\langle \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j U_{t+j} \mid I_t \right\rangle \quad (1.4.2)$$

Cuadro 1
Pruebas de Dickey-Fuller (1981:1-1988:4)

| Par \ Var: | P_t | δP_t | U_t | δU_t |
|------------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|
| μ | 0.042 (0.027) | -0.013 (0.018) | 0.007 (0.002) | -0.002 (0.001) |
| τ | -0.227 (0.090) | -0.966 (0.182) | -0.485 (0.140) | -2.385 (0.349) |
| β_1 | | | -0.255 (0.157) | (0.870) (0.251) |
| β_2 | | | -0.231 (0.145) | 0.423 (0.155) |
| β_3 | | | -0.318 (0.135) | |
| Φ | -2.530 | -5.309 | -3.441 | -6.837 |
| $\Phi(ct)$ | -2.279 | -5.450 | -2.646 | -7.372 |
| R^2 | 0.176 | 0.484 | 0.557 | 0.757 |
| See | 0.004 | 0.100 | 0.004 | 0.005 |

NOTA: la ecuación estimada es la siguiente: $\delta X_t = \mu + \tau X_{t-1} + \sum_{i=1,3} \beta_i \delta X_{t-i}$. Los niveles de significación de Φ son los siguientes: 10%: 2.57; 5%: 2.86; 2.5%: 3.12; 1%: 3.43. Cuando se agrega una variable de tendencia a la ecuación anterior los niveles de significación de $\Phi(ct)$ son: 10%: 3.12; 5%: 3.41; 2.5%: 3.66; 1%: 3.96.

En la gráfica 1 se presentan las series de precios y utilidades de la muestra.

En la gráfica 2 se compara la evolución del índice de precios de la Bolsa —índice de precios y cotizaciones— con P_t . El grado de asociación de estos índices (R^2) varían en el periodo analizado. Entre 1980:1 y 1982:4 éste fue cercano a 99%, entre 1983:1 y 1988:4 de 86%, y entre 1986:1 y 1988:4 de aproximadamente 91 por ciento.

5. Resultados

En el cuadro 1 se consignan los resultados de las pruebas de hipótesis de “raíz unitaria” o tendencia estocástica (Perron, 1988) de las series de precios y utilidades de la BMV. Comparando los valores de los estadísticos Φ y $\Phi(ct)$ con sus niveles de significación, en general no puede rechazarse la hipótesis nula de que ambas series sean no estacionarias. En cambio (cuadro 1), la evidencia apoya ampliamente la estacionalidad de las primeras diferencias de las series de precios y utilidades.

Cuadro 2
Estimaciones del vector de cointegración
por la metodología de Engle-Granger
(1980:3-1988:4)

| | |
|--|--|
| $P_{bt} = -0.091 + 22.522 U_{bt}$ <p style="text-align: center;">(0.076) (4.182)</p> | $R^2 = 0.46$ $Dw = 1.08$ $\Phi = -4.21$ $\phi/\tau = 22.52$ |
| $\delta U_{bt} = 0.010 + 0.261 \delta U_{bt-1} - 0.011 \delta U_{bt}$ <p style="text-align: center;">(0.003) (0.176) (0.008)</p> | $R^2 = 0.47$ $\Phi = -4.80$ $\phi/\tau = 40.80^5$ |
| $\delta U_{bt} + 0.024 P_{bt-1} - 0.986 U_{bt-1}$ <p style="text-align: center;">(0.007) (0.212)</p> | |

NOTA: el estadístico Φ contrasta la hipótesis de no estacionalidad de los márgenes de la Bolsa. Según Engle y Granger (1987), los niveles de significación del estadístico son: 10%: 2.84 y 5%: 3.17. Su cálculo es similar a los del cuadro 1. Los errores estándar aparecen entre paréntesis.

⁵ El valor de (ϕ/τ) se obtiene de la regresión de MCE dividiendo el coeficiente de las utilidades rezagadas entre el de los precios rezagados.

Granger y Engle (1987) proponen dos formas alternativas de cálculo del vector de cointegración $\alpha' = (1, \phi/\tau)$. En un caso se trata de una regresión —espuria— de los niveles de las variables y, en el otro, del cálculo de un modelo de “mecanismo de corrección del error” de ambas variables. En el cuadro 2 se aprecian los resultados de los cálculos y de las pruebas de cointegración de precios y utilidades de la Bolsa.

Asimismo, puede observarse que la regresión de niveles proporcionó el siguiente cálculo del coeficiente de cointegración $(\phi/\tau) = 22.5$. Como se dedujo en las secciones anteriores la cointegración de precios y utilidades equivale a la estacionariedad del margen de la Bolsa. Los estadísticos Durbin-Watson (Dw)⁶ y Dickey-Fuller (Φ) pueden utilizarse a fin de contrastar la hipótesis de no cointegración. Como puede deducirse fácilmente, ambos estadísticos rechazan esta hipótesis.

Cuadro 2.1
Prueba de Philips-Ouliaris de cointegración⁷
de los precios y las utilidades de la Bolsa
(1980:3-1988:4)

| <i>k</i> | <i>Raíz 1/Rm</i> | <i>Raíz 2/Rm</i> | <i>Coficiente de cointegración ϕ/τ</i> |
|----------|------------------|------------------|---|
| 10 | 1.9953 | 0.0047 | 40.1145 |
| 12 | 1.9959 | 0.0041 | 33.9466 |
| 14 | 1.9962 | 0.0038 | 29.5953 |
| 20 | 1.9969 | 0.0031 | 21.3758 |

NOTA: según Philips y Ouliaris valores inferiores al 5% de la razón (Raíz 2/Rm) constituyen evidencia fuerte en contra de la hipótesis de no cointegración. *Rm* corresponde al valor promedio de las raíces.

En el caso del modelo de MCE el coeficiente (ϕ/τ) puede obtenerse de cada una de las ecuaciones del modelo. En particular se seleccionó la ecuación de las utilidades. Los resultados de los cálculos y las pruebas se aprecian en la parte inferior del cuadro 2. El valor del coeficiente (ϕ/τ) se calculó en 40.80. El estadístico Φ rechaza la hipótesis de no cointegración.

Alternativamente el vector α puede obtenerse directamente —no paramétricamente— de la matriz de varianzas y covarianzas $A(1)'VA(1)$ del vector $(\delta P_t, \delta U_t)$. En la sección III.1 se estableció que la existencia de cointegra-

⁶ Según Engle y Granger (1987) valores del estadístico Dw superiores a 0.55 constituyen evidencia fuerte en contra de la hipótesis nula.

⁷ Las raíces 1 y 2 son las raíces características de la matriz de varianzas y covarianzas: $A(1)'VA(1)$. Esta matriz se calculó con la siguiente expresión: $(1/k)(\tau_0 + \sum_{i=1, k} (k-i/k)(\tau_k + \tau_{k-1}))$, en donde τ_k es la matriz de autocovarianza de orden k del vector $(P_t - P_{t-1}, U_t - U_{t-1})'$. El coeficiente de cointegración (ϕ/τ) se obtuvo del vector característico de la menor raíz.

ción de precios y utilidades implica la singularidad de esta matriz. Puede demostrarse (Philips y Ouliaris, 1988) que en la condición de cointegración α corresponde al vector característico de la matriz $A(1)' VA(1)$ asociado a la raíz característica cero.

En el cuadro 2.1 se incluyen las pruebas de Philips y Ouliaris de cointegración para diferentes estimaciones de la matriz de varianzas y covarianzas. Las hipótesis de no cointegración de precios y utilidades de la Bolsa se rechazan en todos los casos considerados. Además, puede observarse que los valores del coeficiente (ϕ/τ) están aproximadamente dentro de los límites calculados anteriormente mediante la metodología de Granger y Engle.

Cuadro 3
Prueba de Shiller-Campbell del modelo de valor presente

| | $\mu/\beta = 22.52$ | | $\mu/\beta = 40.80$ | |
|------------------|---------------------|------------------|---------------------|-------------------|
| | δU_t | δS_t | δU_t | δS_t |
| δU_{t-1} | 0.060 (0.272) | 5.140 (7.036) | 0.074 (0.367) | 4.632 (16.181) |
| δU_{t-2} | -0.321 (0.170) | 6.907 (4.415) | -0.014 (0.160) | 2.122 (7.054) |
| S_{t-1} | 0.023 (0.011) | 0.382 (0.276) | 0.021 (0.008) | 0.152 (0.366) |
| S_{t-2} | -0.012 (0.011) | 0.075 (0.287) | 0.003 (0.010) | -0.154 (0.422) |
| R^2 | 0.291 | 0.156 | 0.513 | 0.008 |
| $Q(15)$ | 10.191 | 10.787 | 6.763 | 7.360 |

$\mu/\beta = 22.52$

δU_t no Granger-causea a S_t a un 18.29% de probabilidad. S_t no Granger-causea a δU_t a un 8.63% de probabilidad. Valor presente $X^2(4)$: 12.222. Nivel de significación: 1.58%. $\text{Var}(S_t)/\text{Var}(S_t^*)$: 5.055 (3.559).

$\mu/\beta = 40.80$.

δU_t no Granger-causea a S_t a un 88.03% de probabilidad. S_t no Granger-causea a δU_t a un 00.00% de probabilidad. Valor presente $X^2(4)$: 7.029. Nivel de significación: 13.43%. $\text{Var}(S_t)/\text{Var}(S_t^*)$: 0.968 (0.352).

NOTA: los errores estándar de los parámetros se anotan entre paréntesis.

La evidencia considerada apoya ampliamente la hipótesis de cointegración de precios y utilidades de la BMV. Ésta es una de las implicaciones de la teoría fundamentalista del precio de las acciones. Naturalmente este resultado excluye la existencia de "burbujas" racionales en la Bolsa.

De los cálculos del coeficiente de cointegración pueden derivarse algunas estimaciones del valor de ϕ —proporción media de dividendos a utilidades—. Suponiendo un valor de τ de aproximadamente 7% anual pueden establecerse valores de ϕ comprendidos entre 0.39 y 0.71.

En la parte superior del cuadro 3 se incluyen los resultados de los cálculos del modelo vectorial autorregresivo de las variables S_t y δU_t . Y en

la sección inferior, las pruebas de causalidad y las restricciones (2.4) que la hipótesis fundamentalista impone al modelo. En todos los casos se identificó el orden del proceso vectorial autorregresivo mediante el criterio de información de Akaike (AIC).⁸

En el cuadro 3 se observa lo siguiente:

a) Con un coeficiente de cointegración de 22.52 y un valor de $\tau = 0.07/4$ las restricciones (2.4) son rechazadas a cualquier nivel convencional de probabilidad. La varianza de S_t supera cinco veces a la varianza del margen teórico o de "equilibrio" S^*_t . Sin embargo, esta diferencia no resultó estadísticamente significativa.

b) Con un coeficiente de cointegración de 40.80⁹ y un valor de $\tau = 0.07/4$ las restricciones (2.4) son significativas a un 87% de probabilidad. La varianza de S_t es aproximadamente igual a la varianza de S^*_t .

Cuadro 3.1
Prueba de Shiller-Campbell del modelo de valor presente

| | $\mu/\beta = 22.52$ | | $\mu/\beta = 40.80$ | |
|------------------|---------------------|------------------|---------------------|--------------------|
| | δU_{t-1} | δS_t | δU_{t-1} | δS_t |
| δU_{t-2} | -0.291 (0.224) | 7.851 (4.745) | -0.519 (0.348) | 21.043 (13.587) |
| δU_{t-3} | -0.242 (0.153) | 2.955 (3.239) | -0.073 (0.145) | 2.402 (5.658) |
| S_{t-1} | 0.010 (0.011) | 0.752 (0.229) | 0.004 (0.009) | 0.893 (0.354) |
| S_{t-2} | -0.009 (0.011) | 0.311 (0.242) | 0.0177 (0.010) | -0.646 (0.406) |
| R^2 | 0.275 | 0.298 | 0.437 | 0.224 |
| $Q(15)$ | 13.589 | 6.985 | 14.674 | 10.287 |

$\mu/\beta = 22.52$

δU_t no Granger-causea a S_t a un 17.40% de probabilidad. S_t no Granger-causea a δU_t a un 8.12% de probabilidad. Valor presente $X^2(4)$: 1.563. Nivel de significación: 81.55%. $\text{Var}(S_t)/\text{Var}(S^*_t)$: 2.032 (1.259).

$\mu/\beta = 40.80$

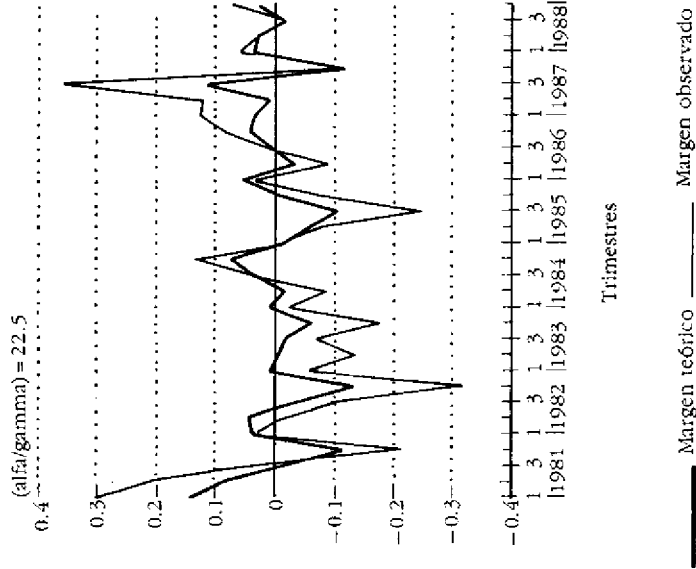
δU_t no Granger-causea a S_t a un 24.41% de probabilidad. S_t no Granger-causea a δU_t a un 2.16% de probabilidad. Valor presente $X^2(4)$: 1.415. Nivel de significación: 84.15%. $\text{Var}(S_t)/\text{Var}(S^*_t)$: 0.737 (0.282).

NOTA: los errores estándar de los parámetros se anotan entre paréntesis.

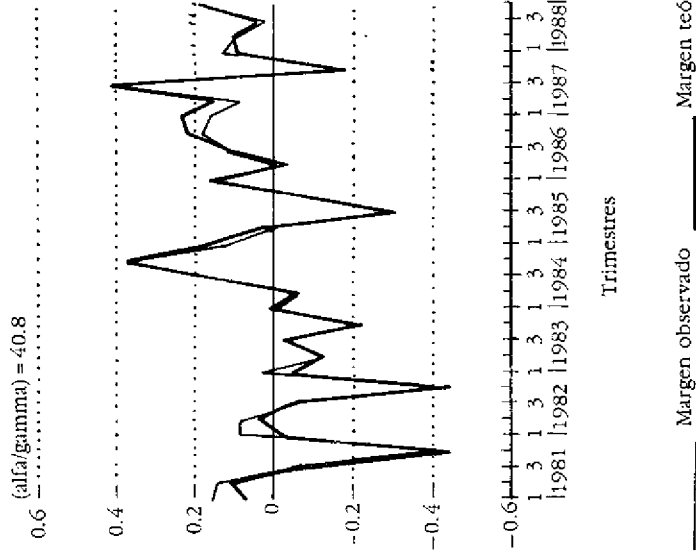
⁸ El criterio de información de Akaike (AIC) se calculó para el modelo VAR hasta seis rezagos, eligiéndose en todos los casos el modelo correspondiente a dos rezagos. Para eliminar la posible existencia de heterocedasticidad condicional se utilizó en todas las pruebas de hipótesis la matriz de varianzas y covarianzas de White (1984).

⁹ En este caso el resultado podría ser espurio. Esto debido a que cuando el coeficiente de cointegración es 40.80 los movimientos de S_t^* están dominados por los de U_t .

Gráfica 3
Márgenes de la Bolsa Mexicana de Valores
(Utilidades contemporáneas)

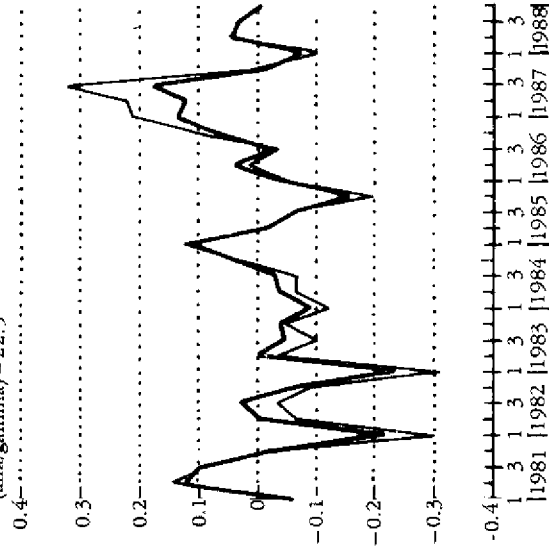


Gráfica 4
Márgenes de la Bolsa Mexicana de Valores
(Utilidades contemporáneas)



Gráfica 5
Márgenes de la Bolsa Mexicana de Valores
(Utilidades rezagadas)

(alfa/gamma) = 22.5

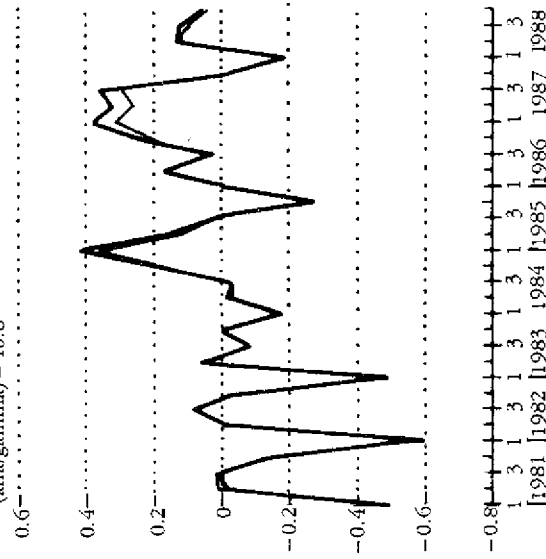


..... Margen observado ——— Margen teórico

Trimestres

Gráfica 6
Márgenes de la Bolsa Mexicana de Valores
(Utilidades rezagadas)

(alfa/gamma) = 40.8



..... Margen observado ——— Margen teórico

Trimestres

En los resultados anteriores se ha supuesto que los agentes conocen los valores corrientes de los precios y de las utilidades (dividendos) de las empresas. Sin embargo, generalmente las empresas sólo informan sus resultados de operación a fines del periodo. En el modelo anterior este rezago de la información de las utilidades puede incorporarse redefiniendo el margen como $SL_t = P_t - (\phi/\tau) U_{t-1}$.

En el cuadro 3.1 se incluyen las estimaciones del modelo vectorial autorregresivo de las variables SL_t y δU_{t-1} . Aquí se observa lo siguiente:

a) Con (ϕ/τ) y τ iguales a 22.5 y 0.07/4 las restricciones (2.4) no pueden rechazarse a ningún nivel convencional de confianza. La varianza de SL_t supera dos veces a la del margen teórico. Igual que en el cuadro 3 esta diferencia no resultó estadísticamente significativa.

b) Con (ϕ/τ) y τ iguales a 40.8 y 0.07/4 las restricciones (2.4) no pueden rechazarse a ningún nivel convencional de confianza. En este caso la varianza de $SL(t)$ fue de aproximadamente 74% de la del margen teórico.

Las gráficas 3, 4, 5 y 6 presentan la evolución de varias medidas del margen de la Bolsa Mexicana de Valores.

6. Conclusiones

Los resultados obtenidos en este ensayo son los siguientes:

a) Burbujas racionales. La información analizada, que cubre aproximadamente 25% de la capitalización del mercado accionario nacional rechaza fuertemente la hipótesis de burbujas racionales en el precio de las acciones mexicanas. La evidencia empírica apoya la hipótesis de cointegración de precios y utilidades.

b) Hipótesis fundamentalista. Se consideraron dos opciones en relación con la información conocida por los agentes: *i*) se conoce el valor corriente de las utilidades y *ii*) se calcula a partir del último informe. Sólo en el último caso los datos apoyaron de forma contundente a la teoría fundamentalista.

Estos resultados parcialmente favorables a la teoría fundamentalista de la formación del precio de las acciones contrastan con los obtenidos por Shiller y Campbell (1987) respecto a la información de Estados Unidos. En este caso la evidencia fue adversa a la teoría.

Indirectamente los resultados anteriores sugieren la existencia de un factor de descuento constante. Esto implica un comportamiento del consumo privado per cápita muy persistente (senda aleatoria).

Cuadro 4-A
Precios de las acciones
(1980:1 - 1988:4)

| Empresa | Período | | | | | | | | | | | |
|-----------------|----------|----------|----------|----------|----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | 1980 | | | | 1981 | | | | 1982 | | | |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 1 | 2 | 3 | 4 | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Apasco | 135.00 | 125.83 | 130.00 | 147.83 | 199.84 | 194.33 | 143.50 | 113.00 | 68.67 | 44.08 | 40.33 | 51.67 |
| Bimbo | 105.83 | 161.33 | 174.67 | 213.67 | 336.33 | 395.00 | 402.33 | 330.33 | 271.00 | 161.67 | 91.00 | 112.67 |
| Carbide | 133.00 | 128.33 | 135.00 | 141.33 | 136.00 | 98.17 | 83.67 | 70.33 | 55.67 | 32.08 | 27.95 | 19.00 |
| Cegusa | 406.00 | 324.67 | 263.33 | 367.67 | 546.67 | 574.00 | 547.00 | 401.33 | 325.33 | 167.83 | 129.83 | 144.00 |
| Cemex | 1 185.00 | 838.67 | 564.00 | 650.00 | 980.00 | 934.00 | 782.67 | 685.33 | 492.67 | 184.33 | 153.67 | 202.33 |
| Codumex | 164.67 | 144.50 | 132.83 | 165.00 | 230.67 | 248.33 | 220.67 | 177.67 | 158.50 | 92.33 | 76.00 | 63.83 |
| Cydasa | 208.00 | 155.17 | 153.33 | 168.33 | 189.33 | 119.50 | 169.50 | 97.00 | 74.17 | 26.92 | 15.67 | 15.17 |
| Desc | 141.33 | 143.00 | 143.00 | 143.67 | 144.67 | 143.17 | 102.33 | 59.67 | 41.08 | 27.42 | 15.67 | 16.58 |
| Euzkadi | 147.50 | 131.83 | 125.83 | 135.83 | 165.50 | 86.08 | 27.92 | 25.50 | 23.33 | 16.67 | 13.67 | 10.60 |
| Frisco | 84.50 | 58.17 | 49.42 | 50.75 | 46.17 | 21.08 | 11.67 | 10.33 | 11.75 | 7.70 | 11.87 | 19.33 |
| Ganasa | 290.33 | 277.67 | 209.67 | 232.67 | 314.67 | 242.67 | 191.17 | 181.67 | 158.17 | 84.17 | 41.67 | 27.83 |
| Gmexico | 536.67 | 430.33 | 299.00 | 301.33 | 248.67 | 190.67 | 111.00 | 100.67 | 155.00 | 133.83 | 146.67 | 182.67 |
| Kimber | 15.17 | 12.00 | 11.93 | 14.25 | 180.67 | 142.33 | 131.17 | 100.33 | 70.17 | 46.33 | 48.75 | 54.00 |
| Liverpool | 82.83 | 87.33 | 94.83 | 102.00 | 97.67 | 99.00 | 84.67 | 59.50 | 39.33 | 26.00 | 36.83 | 52.33 |
| Peñoles | 1 978.33 | 1 578.33 | 1 265.00 | 1 481.67 | 1 336.67 | 564.00 | 273.33 | 262.33 | 266.00 | 144.33 | 138.17 | 242.00 |
| Spicer | 162.67 | 143.17 | 137.67 | 151.50 | 209.33 | 183.00 | 165.50 | 127.17 | 78.33 | 21.42 | 23.42 | 9.58 |
| Telmex | 48.00 | 53.33 | 51.67 | 52.50 | 59.33 | 65.67 | 52.17 | 52.50 | 45.92 | 39.58 | 43.75 | 63.83 |
| Telmex | 503.50 | 123.50 | 122.33 | 149.50 | 206.33 | 198.33 | 120.50 | 118.67 | 102.00 | 52.67 | 32.33 | 24.17 |
| Tremec | 38.67 | 44.00 | 38.58 | 48.33 | 53.33 | 38.67 | 28.50 | 25.58 | 18.58 | 13.33 | 15.33 | 9.30 |
| Vitro | 1 128.33 | 617.33 | 464.00 | 512.00 | 620.67 | 314.33 | 263.33 | 193.33 | 143.17 | 77.17 | 62.00 | 59.33 |
| Índice promedio | 1.00 | 0.72 | 0.63 | 0.70 | 0.87 | 0.72 | 0.56 | 0.47 | 0.37 | 0.23 | 0.22 | 0.27 |

Fuente: Bolsa Mexicana de Valores.

Cuadro 4-B
Precios de las acciones
(1980:1 - 1988:4)

| Empresa | Periodo | | | | | | | | | | | |
|-----------------|---------|--------|--------|--------|----------|--------|--------|--------|--------|----------|----------|----------|
| | 1980 | | | | 1981 | | | | 1982 | | | |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 1 | 2 | 3 | 4 | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Apusco | 21.33 | 26.33 | 37.67 | 35.92 | 57.00 | 55.67 | 39.50 | 32.42 | 17.92 | 19.92 | 21.50 | 166.67 |
| Binbo | 106.00 | 141.67 | 163.00 | 318.67 | 643.33 | 573.33 | 833.33 | 966.67 | 923.33 | 1 043.33 | 533.33 | 573.33 |
| Carbide | 23.17 | 37.67 | 74.67 | 109.67 | 240.00 | 164.00 | 296.00 | 309.33 | 300.67 | 290.67 | 308.00 | 752.67 |
| Cegusa | 122.67 | 199.00 | 294.67 | 378.67 | 646.67 | 419.33 | 503.33 | 447.33 | 351.33 | 372.67 | 700.00 | 1 358.33 |
| Genex | 186.00 | 350.00 | 608.33 | 740.00 | 1 036.67 | 660.00 | 885.00 | 860.00 | 863.33 | 563.33 | 1 003.33 | 1 708.33 |
| Codumex | 49.53 | 80.33 | 121.00 | 165.33 | 356.67 | 314.67 | 301.33 | 341.33 | 408.67 | 443.33 | 416.00 | 618.33 |
| Cydsaia | 15.50 | 22.25 | 66.33 | 88.33 | 163.33 | 119.33 | 180.33 | 190.00 | 224.00 | 235.33 | 256.00 | 670.00 |
| Desc | 12.75 | 14.17 | 28.67 | 53.67 | 124.33 | 98.17 | 122.67 | 105.00 | 102.00 | 100.00 | 124.33 | 235.00 |
| Euzkadi | 11.37 | 18.08 | 24.00 | 34.17 | 66.67 | 46.67 | 75.17 | 78.33 | 76.33 | 78.86 | 82.33 | 103.33 |
| Frisco | 30.08 | 38.83 | 69.33 | 76.00 | 125.67 | 112.83 | 120.00 | 43.67 | 30.42 | 35.33 | 40.83 | 53.33 |
| Gamesa | 26.00 | 67.58 | 225.33 | 416.67 | 728.33 | 580.00 | 876.67 | 739.33 | 225.33 | 192.00 | 586.67 | |
| Gmexico | 234.00 | 240.00 | 314.00 | 283.33 | 495.00 | 406.67 | 533.33 | 526.67 | 383.33 | 376.67 | 342.00 | 421.67 |
| Kimber | 49.50 | 86.67 | 168.67 | 257.33 | 171.67 | 196.00 | 193.33 | 220.00 | 252.00 | 322.00 | 210.00 | 673.33 |
| Liverpool | 50.33 | 59.33 | 69.67 | 86.67 | 117.00 | 102.00 | 134.67 | 118.67 | 109.00 | 130.00 | 243.33 | |
| Peñoles | 487.00 | 648.33 | 868.33 | 778.33 | 1 386.67 | 931.67 | 776.67 | 665.00 | 518.00 | 556.67 | 651.67 | 1 100.00 |
| Spicer | 21.00 | 26.25 | 30.25 | 41.33 | 104.67 | 85.77 | 127.00 | 121.67 | 128.00 | 149.00 | 134.33 | 207.00 |
| Telmex | 99.00 | 117.33 | 136.67 | 146.00 | 124.67 | 125.33 | 109.33 | 90.33 | 81.33 | 63.00 | 77.33 | 73.00 |
| Telmex | 17.00 | 34.67 | 55.00 | 52.67 | 130.00 | 74.67 | 82.83 | 68.17 | 67.500 | 57.83 | 73.00 | 150.00 |
| Tremec | 7.07 | 18.50 | 18.17 | 27.33 | 61.00 | 37.75 | 52.83 | 55.00 | 58.00 | 60.83 | 67.83 | 101.33 |
| Vitro | 67.83 | 110.67 | 178.33 | 330.00 | 781.67 | 791.67 | 793.33 | 701.67 | 516.67 | 826.67 | 2 016.67 | |
| Índice promedio | 0.34 | 0.44 | 0.61 | 0.72 | 1.09 | 0.89 | 1.04 | 0.95 | 0.88 | 0.87 | 1.03 | 1.72 |

Fuente: Bolsa Mexicana de Valores.

Cuadro 4-C
Precios de las acciones
(1980:1 - 1988:4)

| Empresa | Periodo | | | | | | | | | | | |
|-----------------|----------|----------|----------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | 1980 | | | | 1981 | | | | 1982 | | | |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 1 | 2 | 3 | 4 | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Apasco | 162.00 | 119.33 | 155.33 | 475.00 | 748.33 | 1 316.67 | 3 291.67 | 1 236.67 | 1 483.33 | 1 700.00 | 2 158.33 | 1 733.00 |
| Bimbo | 746.67 | 781.67 | 1 011.67 | 1 475.00 | 2 683.33 | 5 150.00 | 5 183.33 | 1 166.67 | 1 675.00 | 1 683.33 | 1 375.00 | 2 133.00 |
| Carbide | 1 266.67 | 1 675.00 | 1 933.33 | 2 925.00 | 5 966.67 | 9 166.67 | 10 633.33 | 7 983.33 | 11 233.33 | 14 033.33 | 12 200.00 | 11 400.00 |
| Cegusa | 1 775.00 | 848.33 | 1 608.33 | 4 066.67 | 4 633.33 | 4 933.33 | 7 000.00 | 2 366.67 | 4 408.33 | 3 416.67 | 3 475.00 | 3 591.00 |
| Cemex | 2 525.00 | 1 316.67 | 2 133.33 | 3 983.33 | 7 266.67 | 7 516.67 | 10 600.00 | 4 133.33 | 5 416.67 | 4 950.00 | 5 333.33 | 5 400.00 |
| Codumex | 666.67 | 731.67 | 963.33 | 1 133.33 | 2 075.00 | 2 883.33 | 6 050.00 | 4 033.33 | 6 116.67 | 5 833.33 | 5 900.00 | 66 000.00 |
| Cydsasa | 968.33 | 880.00 | 2 000.00 | 4 333.33 | 7 533.33 | 13 733.33 | 29 933.33 | 12 266.67 | 18 466.67 | 18 700.00 | 19 066.67 | 20 100.00 |
| Desc | 361.67 | 373.33 | 655.00 | 1 266.67 | 2 550.00 | 4 366.67 | 9 600.00 | 4 216.67 | 5 916.67 | 5 033.33 | 5 266.67 | 5 983.00 |
| Fuzkadi | 177.33 | 178.67 | 168.00 | 260.00 | 450.00 | 965.00 | 1 833.33 | 1 165.00 | 1 225.00 | 1 208.33 | 1 158.33 | 1 266.00 |
| Frisco | 67.67 | 58.00 | 112.67 | 273.33 | 618.33 | 1 283.33 | 2 241.67 | 1 488.33 | 1 350.00 | 1 300.00 | 1 333.33 | 1 541.00 |
| Gamesa | 768.33 | 368.33 | 508.33 | 798.33 | 1 748.33 | 955.00 | 2 766.67 | 1 120.00 | 1 550.00 | — | — | — |
| Gmexico | 593.33 | 550.00 | 970.00 | 2 508.33 | 6 100.00 | 8 391.67 | 3 283.33 | 1 641.67 | 2 041.67 | 2 025.00 | 2 141.67 | 2 966.00 |
| Kimber | 940.00 | 890.00 | 1 266.67 | 2 250.00 | 3 800.00 | 5 850.00 | 12 600.00 | 7 483.33 | 9 866.67 | 8 933.33 | 8 433.33 | 8 766.00 |
| Liverpool | 213.67 | 184.67 | 338.33 | 470.00 | 961.67 | 1 600.00 | 2 316.67 | 1 541.67 | 1 991.67 | 2 075.00 | 2 250.00 | 2 458.00 |
| Peñoles | 1 100.00 | 1 625.00 | 3 516.67 | 6 216.67 | 14 566.67 | 1 941.67 | 2 891.67 | 1 533.33 | 1 825.00 | 2 008.33 | 2 150.00 | 2 308.00 |
| Spicer | 265.00 | 125.33 | 140.00 | 211.67 | 436.67 | 610.00 | 973.33 | 766.67 | 613.33 | 813.33 | 820.00 | 1 175.00 |
| Telmex | 54.67 | 58.33 | 74.33 | 93.33 | 104.67 | 391.67 | 845.00 | 428.33 | 538.33 | 581.67 | — | — |
| Telmex | 285.00 | 305.00 | 583.33 | 945.00 | 1 808.33 | 4 333.33 | 8 733.33 | 4 300.00 | 4 200.00 | 5 716.67 | 6 100.00 | 6 233.00 |
| Trenec | 109.33 | 75.33 | 76.67 | 263.33 | 398.33 | 405.00 | 800.00 | 435.00 | 310.00 | 360.00 | 356.67 | 440.00 |
| Vitro | 2 483.33 | 2 075.00 | 4 050.00 | 7 766.67 | 13 066.67 | 19 733.33 | 42 600.00 | 19 800.00 | 30 000.00 | 28 166.67 | 28 333.33 | 27 333.00 |
| Índice promedio | 2.20 | 2.03 | 3.31 | 6.01 | 11.24 | 17.36 | 31.42 | 16.27 | 21.28 | 21.35 | 20.69 | 21.00 |

Fuente: Bolsa Mexicana de Valores.

Cuadro 5-A
Utilidad por acción
(1980:1 - 1988:4)

| Empresa | Período | | | | | | | | | | | |
|-----------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|-------|
| | 1980 | | | | 1981 | | | | 1982 | | | |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 1 | 2 | 3 | 4 | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Apasco | 1.95 | 2.85 | 4.18 | 12.17 | 6.38 | 3.45 | 3.22 | 4.64 | 2.03 | 1.94 | 2.32 | 0.34 |
| Bimbo | 11.53 | 7.80 | 0.00 | 14.14 | 12.21 | 13.48 | 10.94 | 10.70 | 3.81 | 1.09 | 5.82 | 5.78 |
| Carbide | 4.28 | 3.94 | 3.90 | 6.94 | 4.27 | 4.06 | 4.93 | 6.31 | 2.88 | 4.44 | 6.50 | 1.01 |
| Cegusa | 10.71 | 7.48 | 24.25 | 22.64 | 41.86 | 72.76 | 23.89 | 40.77 | 20.82 | 14.21 | 38.15 | 56.99 |
| Cemex | 12.05 | 1.39 | 33.26 | 64.47 | 40.91 | 30.33 | 32.80 | 57.39 | 51.99 | 20.98 | 38.00 | 60.59 |
| Codumex | 4.76 | 6.67 | 10.38 | 9.67 | 9.02 | 10.25 | 12.48 | 15.68 | 5.49 | 9.46 | 9.54 | 31.14 |
| Cydsasa | 7.28 | 4.70 | 0.00 | 27.31 | 9.60 | 5.02 | 6.25 | 5.53 | 7.76 | 5.86 | -1.64 | -4.19 |
| Desc | n.d. | n.d. | 23.74 | 5.51 | 3.68 | 5.93 | 5.75 | 10.02 | 1.96 | 2.84 | 2.66 | 12.49 |
| Euzkadi | 5.42 | 4.96 | 7.08 | 9.92 | 1.11 | 2.02 | 2.55 | 3.45 | -1.41 | 1.90 | 0.11 | -0.17 |
| Frisco | 2.24 | 0.86 | 1.12 | 1.52 | 0.52 | -0.29 | 0.00 | -0.02 | 0.08 | 0.53 | 1.61 | 1.16 |
| Gamsa | 11.26 | 9.94 | 13.12 | 9.35 | 12.60 | 21.46 | 16.56 | 8.25 | -3.30 | -28.73 | -17.60 | 52.49 |
| Gmexico | 15.92 | 10.05 | 9.17 | 1.34 | 6.60 | -0.42 | 11.66 | 28.72 | 17.47 | -4.63 | 21.16 | 42.37 |
| Kimber | 2.67 | 6.25 | 4.96 | 11.18 | 4.47 | 5.64 | 5.44 | 1.69 | 6.39 | 8.38 | 7.96 | 12.29 |
| Liverpool | 1.48 | 2.15 | 1.52 | 1.91 | 3.04 | 1.08 | 1.81 | 1.98 | 2.11 | 1.99 | 2.00 | 0.95 |
| Penoles | 69.05 | 43.09 | 42.92 | 25.01 | 29.88 | 7.26 | 9.28 | 7.46 | 4.43 | 10.86 | 4.48 | 69.51 |
| Spicer | 4.20 | 4.58 | 5.37 | 8.64 | 4.89 | 4.78 | 5.84 | 9.40 | 3.61 | 6.30 | 3.57 | 37.71 |
| Telmex | 3.96 | 3.38 | 4.79 | 6.13 | 4.45 | 4.66 | 5.23 | 9.39 | 4.13 | 4.79 | 6.40 | 18.09 |
| Tolmex | 3.67 | 3.94 | 4.89 | 9.82 | 5.63 | 7.40 | 7.57 | 5.83 | 6.80 | 3.66 | 2.58 | 3.19 |
| Tremec | 2.58 | 1.88 | 3.09 | 3.11 | 0.80 | 2.36 | 2.11 | 0.55 | -4.99 | 2.46 | 2.72 | -4.88 |
| Vitro | 14.66 | 17.09 | 23.28 | 19.87 | 18.17 | 15.05 | 12.67 | 27.80 | 0.11 | 0.68 | 27.73 | -0.60 |
| Índice | 0.03 | 0.02 | 0.04 | 0.04 | 0.03 | 0.03 | 0.03 | 0.04 | 0.02 | 0.02 | 0.03 | 0.06 |

n.d.: no disponible.

Fuente: Bolsa Mexicana de Valores.

Cuadro 5-B
Utilidad por acción
 (1980:1 - 1988:4)

| Empresa | Periodo | | | | | | | | | | | |
|-----------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|--------|
| | 1980 | | | | 1981 | | | | 1982 | | | |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 1 | 2 | 3 | 4 | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Apasco | 0.23 | -2.08 | 2.68 | -2.74 | 1.20 | -6.15 | 6.78 | 0.90 | 2.69 | 21.08 | 11.97 | -18.26 |
| Bimbo | 2.67 | -6.91 | 38.00 | 74.67 | 35.65 | 43.93 | 71.40 | 140.38 | 53.94 | 166.96 | 29.39 | 50.83 |
| Carbide | 5.38 | 7.92 | 9.55 | 12.60 | 30.50 | 34.79 | 49.50 | 26.72 | 47.97 | 45.37 | 124.98 | 99.62 |
| Cegusa | 21.03 | 27.11 | 20.95 | 59.38 | 21.30 | -13.80 | 156.30 | 82.70 | 119.60 | 54.47 | 48.27 | |
| Genex | 60.86 | 76.83 | 58.04 | 82.23 | 56.55 | 55.68 | 38.88 | 220.40 | 130.04 | 169.34 | 96.30 | 114.32 |
| Codumex | 3.90 | 20.16 | 15.17 | 35.34 | 83.64 | 12.78 | 41.48 | 7.97 | 30.24 | 30.35 | 48.81 | 35.36 |
| Cydasa | 9.32 | 1.20 | 13.55 | 45.77 | 29.10 | 2.20 | 14.95 | 91.20 | 51.15 | 49.78 | 178.83 | 110.10 |
| Desc | 3.86 | 9.57 | 5.60 | 52.58 | 8.63 | 11.46 | 14.24 | 20.14 | 17.53 | 24.51 | 55.58 | 59.06 |
| Euzkadi | -0.84 | -0.64 | -0.28 | 2.92 | 6.33 | 11.01 | 8.71 | 10.47 | 4.90 | 12.41 | 11.63 | 8.15 |
| Erisco | 3.22 | 8.58 | 4.89 | -4.45 | 0.83 | 3.66 | 3.54 | 1.87 | -1.08 | 3.07 | 2.43 | 3.91 |
| Gamesa | 21.03 | 46.35 | 67.97 | 20.93 | 55.67 | 99.44 | 160.72 | 224.69 | 12.91 | -27.55 | -0.56 | 44.84 |
| Gmexico | 18.71 | 29.52 | 23.74 | 89.00 | 60.07 | 51.32 | 10.38 | 22.46 | 33.22 | 28.68 | 45.30 | 34.36 |
| Kimber | 10.04 | 19.50 | 15.07 | 22.44 | 5.01 | 8.37 | 15.26 | 22.05 | 28.52 | 41.96 | 57.53 | 72.23 |
| Liverpool | 3.94 | 6.53 | 2.30 | -0.11 | 4.03 | 6.18 | 12.06 | -1.68 | 6.99 | 8.00 | 14.39 | 19.54 |
| Peñoles | 96.70 | 109.71 | 126.37 | 124.07 | 109.69 | 85.58 | 42.76 | 53.41 | 39.25 | 6.16 | 46.77 | 10.04 |
| Spicer | 3.17 | 3.92 | 3.31 | -0.68 | 5.80 | 10.54 | 8.81 | 18.56 | 16.61 | 24.87 | 67.81 | 57.61 |
| Telmex | 12.65 | 10.92 | 11.88 | 18.20 | 15.91 | 18.68 | -2.00 | -16.35 | 4.40 | 2.91 | 3.03 | 4.85 |
| Toimex | -3.82 | 5.82 | -3.61 | -10.98 | 8.03 | 39.06 | 21.37 | -123.73 | -6.07 | 19.91 | 35.47 | 29.40 |
| Tremex | 3.77 | 2.32 | 7.88 | 1.02 | -2.94 | -0.35 | 4.84 | 8.78 | 8.30 | -17.99 | 9.75 | 8.25 |
| Vitro | -32.96 | 13.03 | 40.33 | 12.80 | 55.76 | 79.90 | 32.79 | 76.62 | 110.34 | 189.12 | 459.60 | 192.83 |
| Índice | | | | | | | | | | | | |
| promedio | 0.04 | 0.06 | 0.06 | 0.09 | 0.08 | 0.10 | 0.07 | 0.03 | 0.09 | 0.12 | 0.22 | 0.18 |

Fuente: Bolsa Mexicana de Valores.

Cuadro 5-C
Utilidad por acción
(1980:1 - 1988:4)

| Empresa | Periodo | | | | | | | | | | | |
|-----------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | 1980 | | | | 1981 | | | | 1982 | | | |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 1 | 2 | 3 | 4 | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Apasco | 5.69 | 7.30 | 4.17 | -12.52 | 16.26 | 59.11 | 225.29 | -41.81 | 200.77 | 83.11 | 65.96 | 39.06 |
| Bimbo | 12.23 | 50.76 | 24.16 | 102.41 | 42.31 | 81.41 | 36.15 | 78.81 | 60.07 | 74.60 | 99.11 | 166.37 |
| Carbide | 92.63 | 86.74 | 88.36 | 79.25 | 142.72 | 218.00 | 233.52 | 269.26 | 427.29 | 344.37 | 416.76 | 480.54 |
| Cemex | 104.76 | 97.53 | 100.72 | 221.91 | 220.67 | 785.08 | 385.69 | 32.39 | 230.65 | 556.29 | 333.41 | 6.53 |
| Cegusa | 65.07 | 98.07 | 85.63 | 70.23 | 111.20 | 194.34 | 424.86 | -16.19 | 192.57 | 380.19 | 492.47 | -51.90 |
| Codumex | 44.05 | 42.37 | 30.81 | 20.31 | 35.06 | 133.57 | 172.64 | 367.90 | 526.81 | 386.89 | 378.82 | 228.42 |
| Cydasa | 60.93 | 265.13 | 251.53 | 237.33 | 468.15 | 567.36 | 860.28 | 1 991.86 | 1 226.50 | 1 173.83 | 2 788.50 | 1 543.85 |
| Desc | 55.98 | 58.46 | 35.06 | 56.21 | 153.49 | 183.49 | 394.98 | 225.99 | 256.46 | 419.73 | 318.48 | 473.25 |
| Euzbadi | -11.62 | -31.35 | -0.52 | -18.62 | 34.16 | 45.78 | 58.53 | 15.57 | 13.98 | 1.93 | 67.38 | 268.18 |
| Frisco | -0.70 | 7.41 | 14.28 | 22.22 | 27.19 | 59.03 | 34.45 | 66.11 | 99.84 | 110.96 | 45.05 | 22.44 |
| Gamesa | 11.73 | 56.23 | 218.74 | 419.72 | 655.07 | 477.19 | 191.36 | 169.89 | 44.00 | n.d. | n.d. | n.d. |
| Gmexico | 22.52 | 46.82 | 83.63 | 161.08 | 148.79 | 67.47 | 39.67 | 91.17 | 69.46 | 119.71 | 58.18 | 303.10 |
| Kimber | 46.28 | 102.29 | 98.33 | 93.62 | 102.38 | 298.56 | 251.31 | 421.46 | 267.42 | 677.84 | 568.98 | 496.22 |
| Liverpool | 10.23 | 14.98 | 44.87 | 27.51 | 55.82 | 96.18 | 64.26 | 28.83 | 114.33 | 66.93 | 138.73 | -76.04 |
| Peñoles | 78.84 | 191.66 | 272.53 | 327.32 | 495.69 | 47.79 | 49.57 | 85.76 | 43.27 | 76.58 | 95.20 | 155.27 |
| Spicer | 9.86 | 9.95 | 0.08 | 3.76 | 6.77 | 23.36 | 29.78 | 54.53 | 57.68 | 52.77 | 61.77 | 146.72 |
| Telmex | 3.45 | 16.42 | 7.97 | 12.95 | 14.76 | 28.23 | 29.45 | 15.44 | 59.20 | 58.13 | — | — |
| Telmex | 22.57 | 32.47 | -7.78 | 53.20 | 85.67 | 140.22 | 154.39 | 474.28 | 427.56 | 164.74 | 117.57 | 39.57 |
| Tremec | -1.58 | 4.60 | 4.91 | 0.12 | 11.17 | 1.11 | 6.29 | 13.39 | 18.26 | 21.51 | 10.89 | 2.19 |
| Vitro | 332.19 | 343.78 | 229.25 | 284.72 | 589.29 | 873.99 | 1 189.16 | 2 993.36 | 1 389.58 | 1 641.19 | 1 608.73 | 1 210.04 |
| Índice | 0.15 | 0.24 | 0.23 | 0.29 | 0.47 | 0.74 | 0.83 | 1.30 | 1.13 | 1.28 | 1.49 | 1.12 |

n.d.: no disponible.

Fuente: Bolsa Mexicana de Valores.

Bibliografía

- Banco de México (1989). *Informe anual 1988*, México, 1989.
- Campbell, John (1987). "Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis", *Econometrica*, vol. 55, noviembre, pp. 1249-1273.
- Diba, B. y H. Grossman (1988). "Explosive Rational Bubbles in Stock Prices", *The American Economic Review*, junio, pp. 520-530.
- Granger, C.W.J. y R. Engle (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testin", *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, marzo, pp. 251-276.
- Hall, Robert E. (1981). "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", en Robert Lucas y Tomas J. Sargent (comps.), *Rational Expectations and Econometric Practice*, George Allen & Unwin, pp. 501-517.
- (1988). "Intertemporal Substitution in Consumption", *Journal of Political Economy*, abril, pp. 339-357.
- Hansen, L. y K. Singleton (1982). "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectation Models", *Econometrica*, vol. 50, núm. 5, septiembre, pp. 1296-1286.
- Keynes, John Maynard (1936). *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero*, Fondo de Cultura Económica, México, 1977.
- Perron, Pierre (1988). "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Further Evidence from a New Approach", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, núm. 2-3, junio-septiembre, pp. 297-332.
- Shiller, R. y S. Grossman (1981). "The Determinants of the variability of Stock Market Prices", *The American Economic Review*, vol. 71, núm. 2, mayo, pp. 222-227.
- Shiller, R. (1984). "Stock Prices and Social Dynamics", *Brookings Paper on Economic Activity*, núm. 2, pp. 457-510.
- Shiller, R. y J. Campbell (1987). "Cointegration and Test of Present Values Models", *Journal of Political Economy*, vol. 95, núm. 5, octubre, pp. 1062-1088.
- (1988). "Interpreting Cointegrated Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, núm. 2-3, junio-septiembre, pp. 505-522.
- Summers, Lawrence (1986). "Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?", *Journal of Finance*, núm. 41, julio, pp. 591-601.
- Tirole, Jean (1982). "On the possibility of Speculation Under Rational Expectations", *Econometrica*, núm. 50, septiembre, pp. 1163-1181.
- (1986). "Asset Bubbles and Overlapping Generations", *Econometrica*, núm. 53, septiembre, pp. 1071-1100.
- West, Kenneth D. (1988a). "Bubbles, Fads and Stock Price Volatility Test: A Partial Evaluation", *The Journal of Finance*, vol. XLIII, núm. 3, julio, pp. 639-656.
- (1988b). "Dividend Innovations and Stock Price Volatility", *Econometrica*, vol. 56, núm. 1, enero, pp. 37-61.
- White, Halbert (1984). *Asymptotic Theory for Econometricians*, Academic Press.