

La bolsa mexicana de valores ¿realidad económica o especulación?

Andrés Morales Alquicira*
Raúl Rendón Trejo**

Introducción

El sistema bursátil ha sido criticado por la aparente disociación que existe entre los rendimientos derivados del diferencial de precios de las acciones y el comportamiento real de la economía. En este sentido, algunos argumentan una escasa o nula relación entre el comportamiento económico y el movimiento bursátil de la Bolsa Mexicana de Valores (BMV); más aun, existen académicos que han afirmado que el comportamiento de las acciones en los mercados financieros muestran movimientos aleatorios, por lo que el pronóstico de esos papeles se debería realizar empleando "caminatas aleatorias".

* Profesor-investigador del Departamento de Política y Cultura de la UAM Xochimilco.
**Estudiante del Doctorado en Administración de Empresas de la Facultad de Contaduría y Administración de la UNAM.

Este artículo muestra que el comportamiento accionario no sólo es resultado de un conjunto de variables financieras, también las variables económicas reales definen y matizan el rumbo del mercado accionario a través del Índice de Precios y Cotizaciones. En este sentido, el conocimiento de las relaciones económicas que guardan los distintos entes económicos ante diversos escenarios económicos marcan la pauta que determina comportamientos probables del rendimiento de los papeles accionarios. Sin embargo, no se pretende negar los movimientos especulativos de corto plazo, que se derivan por el ingreso de inversión de cartera en la BMV, la influencia del índice accionario de Nueva York (ocasionado por las acciones que cotizan en la modalidad de ADR's) y la compra de acciones para cubrir posiciones cortas, entre otros varios factores, sino que aun en estos casos el comportamiento accionario converge hacia el comportamiento productivo de la economía.

No obstante que el estudio no pretende profundizar de manera exhaustiva sobre las variables que inciden en el mercado accionario, el empleo de aquellas que son relevantes proporciona resultados acordes a la problemática del mercado accionario nacional. En todo caso, la reflexión derivada de este trabajo promete mostrar que el movimiento bursátil de la BMV también es resultado del comportamiento de variables económicas reales.

Consideraciones generales

En términos generales se espera que la canalización de recursos económicos en los distintos sectores de la economía traiga consigo una valorización del capital. El dinero por sí mismo no crea valor adicional, por lo que los poseedores del dinero que no lo emplean para fines de consumo buscan el incremento de su valor canalizándolo en inversiones financieras o en inversiones de capital (bienes y servicios), de modo tal que no se mantengan recursos económicos inactivos, ya que de esta forma el dinero relativamente pierde valor.

Si bien el sector financiero¹ coadyuva en el proceso de valorización del capital, a través del incremento de los volúmenes de inversión y financiamiento, aquél se origina por la generación de bienes y servicios en los procesos productivos. El ahorro y su transformación en inversión productiva, entendida como el incremento en los activos fijos, son factores determinantes en los procesos de desarrollo económico de los países y por ende del crecimiento de la riqueza nacional. La valorización del capital se crea a través de un proceso

¹ Se usa el término "sector financiero" para referirse a los sectores que captan recursos económicos del público inversionista. El término no se emplea de manera restrictiva a casas de bolsa, bancos u otras instituciones financieras.

que incluye las etapas de producción y de circulación, que se complementan mutuamente. En la etapa de producción se generan los bienes y servicios que se pondrán al alcance de los consumidores y en la venta se realizan las ganancias.

El elemento determinante en la valorización del capital se da en el proceso productivo, pues en éste se genera un valor agregado originado por las contribuciones de la mano de obra y del capital. Sin embargo, la realización efectiva de la ganancia depende de la circulación del producto traducida en la consumación de la venta.

Técnicas y análisis del mercado

Las técnicas de inversión y análisis del mercado accionario más famosas se encuentran en obras como la publicada en 1934 por Benjamín Graham y David L. Dod. En su libro titulado *Análisis de riesgo*,² se sostiene que las utilidades futuras de las empresas son el principal componente que determina el precio de sus acciones y, consecuentemente, las que guían el rendimiento futuro de los títulos, siendo posible identificar oportunidades en el mercado cuando el precio de las acciones de una empresa no refleja el verdadero valor que tienen. En este sentido, el rendimiento de las acciones está vinculado directamente a las perspectivas de venta, utilidades y en general a los resultados de las empresas emisoras. Sin embargo, éstas a su vez dependen directamente de las condiciones económicas prevaletentes, tales como: inflación, tipo de cambio, tasa de interés, etcétera. Por otra parte, las contribuciones de William F. Sharpe, con su teoría CAPM (*capital asset pricing model*), publicada en 1964, han propiciado un mejor entendimiento del mercado accionario. Este modelo sostiene que el rendimiento esperado de un activo está relacionado con el ofrecido por los instrumentos libres de riesgo, así como por la utilidad esperada del mercado accionario, ajustada esta última por un parámetro de riesgo en relación con el activo de referencia.

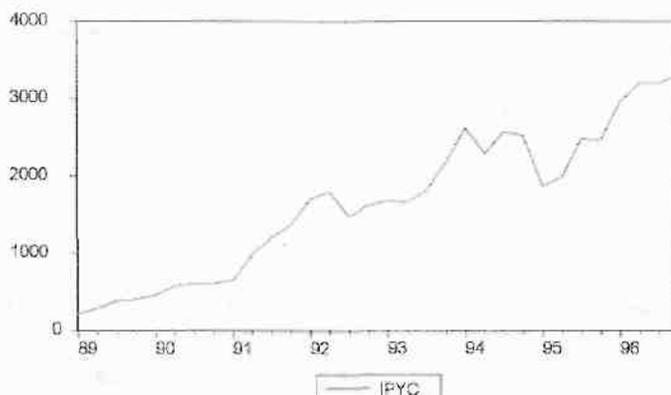
Relaciones del mercado accionario en la economía mexicana

1. La relación IPyC-PIB

Una forma de medir el comportamiento del mercado accionario es por medio del Índice de Precios y Cotizaciones, IPyC (ver gráfica 1).

² Benjamín Graham y David L. Dodd. *Security Analysis*. USA, Mc Graw Hill, 1988. Consultar también F.S. William. *Investment*, New Jersey, Prentice Hall, 1995.

Gráfica 1
Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores, 1989-1996
 (datos trimestrales)



Fuente: Elaboración propia con datos de BMV, "Indicadores bursátiles", 1989-1996.

Se considera que el IPyC es un barómetro de la actividad económica, con la particularidad de que puede anticiparse a los movimientos de la economía y de los negocios. A veces ocurre que existe una aparente disociación entre el índice y la situación de la actividad económica debido a factores de índole social o política; sin embargo, finalmente sobreviene el ajuste del índice, el cual en última instancia refleja la situación productiva de las empresas públicas.³ Esto se constata al comparar las tasas de crecimiento anuales del IPyC de la Bolsa Mexicana de Valores con las del PIB de México de 1993 a 1996 (ver gráfica 2).

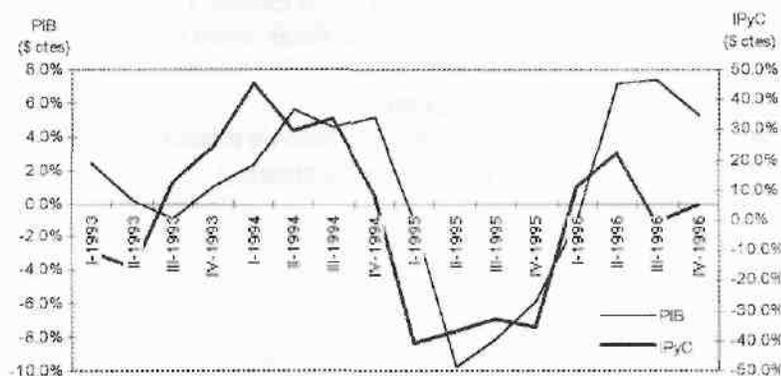
El Índice en esencia sólo refleja la situación de las empresas, pero en realidad se entremezclan una serie de factores, como son la situación económica, política y social nacional y la de los países con los que se tiene una estrecha relación comercial.

Para el caso mexicano, el cálculo del IPyC se obtiene de una muestra de 39 emisoras, representativas de todos los sectores económicos. Las emisoras son seleccionadas de acuerdo con la mayor bursatilidad⁴ y su inclusión es revisada bimestralmente.

³ Se entiende por empresas públicas aquellas que cotizan en el mercado accionario, en el que los inversionistas pueden participar en una parte alícuota del capital social (acción).

⁴ Indicador de la capacidad de comercialización de una acción.

Gráfica 2
Índice de Precios y Cotizaciones vs. Producto Interno Bruto, 1993-1996
(Tasas de crecimiento anuales)



Fuente: Elaboración propia. Para IPyC, BMV "Indicadores Bursátiles", 1989-1996. Para PIB, datos de INEGI, "Sistema de Cuentas Nacionales de México", 1993-1996.

2. La relación IPyC - tasa de interés

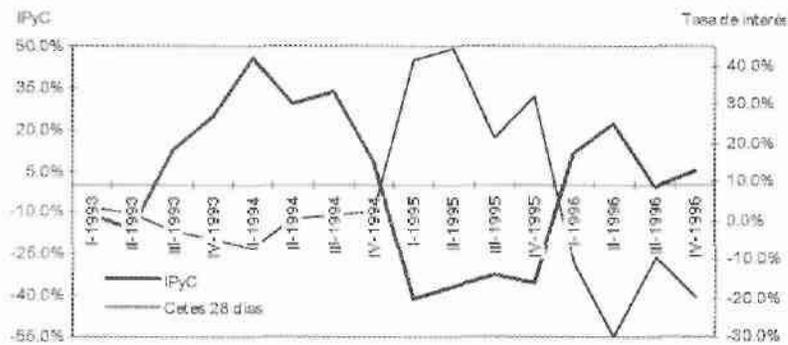
En un contexto de alta competencia por captar recursos económicos, la relación que prevalece en el mercado de dinero y mercado de capitales tiende a ser inversa. Es decir, a movimientos a la alza en las tasas primarias de los Certificados de la Tesorería a 28 días (Cetes 28 días) —instrumento líder del mercado de dinero— se presenta una canalización de recursos hacia dichos instrumentos, esto repercute en menores volúmenes operados y venta de posiciones en el mercado de capitales, con ello, decrementos en los rendimientos nominales del mercado accionario (ver gráfica 3).

Aun cuando esta tendencia prevalece en el mercado, ocurren excepciones cuando fuertes descensos en las tasas de fondeo generan presiones en el tipo de cambio, situación que ocasiona una caída del valor de las acciones.

La incidencia de la tasa de interés en el comportamiento accionario no radica únicamente en el contexto de los ciclos económicos —bajo un enfoque keynesiano— y en la transferencia de capital de distintos mercados; también influye en el incremento del riesgo financiero que subyace en el nivel de apalancamiento financiero de las empresas públicas y en la generación de flujos para cubrir vencimientos de obligaciones.

De esta manera, podemos señalar que las principales variables que inciden en el IPyC de la BMV en el *ámbito interno* son: la actividad industrial (que en todo caso muestra el desarrollo del PIB), el tipo de cambio, la tasa de interés y la inflación. En el *ámbito externo* son: el bono de 30 años, las tasas de interés en los Estados Unidos, la inflación externa y el tipo de cambio con respecto a otras monedas duras, entre otros factores.

Gráfica 3
Índice de Precios y Cotizaciones vs. Tasa de interés, 1993-1996
(Tasas de crecimiento anuales)



Fuente: Elaboración propia con datos de BMV, "Indicadores Bursátiles", 1989-1996.

Planteamiento del modelo

Con el objeto de demostrar que IPyC puede ser explicado por variables económicas reales se construye un modelo en el que el IPyC está en función exclusivamente de *variables internas* (se supone una economía cerrada). En este estudio las variables seleccionadas son: el PIB nominal (*PIBN*) y la Tasa de interés nominal de Cetes a 28 días (*I*).

$$IPYC = f(PIB, -I)$$

Específicamente se utiliza un modelo doble logarítmico con un rezago en la variable endógena (modelo del tipo Koyck). Se emplea información trimestral de 1989 a 1996 (31 observaciones). El modelo es:

$$\text{LIPYC} = C + B_1 \text{LIPYC}(-1) + B_2 \text{LPIBN} - B_3 \text{IL}$$

Donde:

LIPYC: logaritmo del Índice de Precios y Cotizaciones Nominal.

LIPYC(-1): logaritmo del Índice de Precios y Cotizaciones Nominal rezagado un periodo.

LPIBN: logaritmo del Producto Interno Bruto Nominal.

IL: logaritmo de la tasa de interés (Cetes de 28 días).

C: constante.

B_1 : coeficiente de elasticidad de la variable explicativa relacionada.

Para validar el modelo se prueba en primer lugar que la relación no es espuria. Para ello se realizan pruebas de raíces unitarias y de cointegración.

Prueba de raíces unitarias para las variables incluidas en el modelo

La prueba de raíces unitarias Dickey-Fuller (ADF) para LIPYC con *dos diferencias e intercepto* muestra que el valor de ADF está a la izquierda de los valores críticos de MacKinnon al 1 y 5%. En consecuencia, la serie no tiene raíz unitaria. Por otra parte, B es $< a 1$,⁵ y es estacionaria por tendencia. LIPYC tiene grado de integración de orden *dos* (ver tabla 1).

Tabla 1. Prueba de raíces unitarias de Dickey-Fuller, aumentada para el logaritmo del IP y C

ADF Test Statistic	-7.316811	1% Critical Value*	-3.6752
		5% Critical Value	-2.9665
		10% Critical Value	-2.622
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.			
Augmented Dickey-Fuller Test Equation			
LS // Dependent Variable is D(LIPYC,3)			
Date: 1/6/97 Time: 16:20			
Sample (adjusted): 1989:4 1996:4			
Included observations: 29 after adjusting endpoints			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
D(LIPYC(-1),2)	-1.330226	0.181804	-7.316811
C	-0.012639	0.034595	-0.365356
R-squared	0.664745	Mean dependent var	0.001472
Adjusted R-squared	0.652328	S.D. dependent var	0.315463
S.E. of regression	0.186009	Akaike info criterion	-3.297449
Sum squared resid	0.934181	Schwarz criterion	-3.203153
Log likelihood	8.6638	F-statistic	53.53572
Durbin-Watson stat	2.314964	Prob (F-statistic)	0

Fuente: Elaboración propia con datos de BMV, "Indicadores Bursátiles", 1989-1996.

⁵ El coeficiente D(LIPYC(-1),2) es igual a $(B_1 - 1)$, en consecuencia el valor de $B_1 < 1$. En este caso $B_1 = 1 - 1.330226 = 0.330226$

La prueba Dickey-Fuller para *LPIBN* con *dos diferencias e intercepto* muestra que el ADF está a la izquierda de los valores críticos de MacKinnon al 1 y 5%, en consecuencia la serie no tiene raíz unitaria. Por otra parte, $B < a$, por lo que la serie es estacionaria por tendencia. La variable *LPIBN* tiene grado de integración de orden *dos*. (ver tabla 2).

Tabla 2. Prueba de raíces unitarias de Dickey-Fuller, aumentada para el logaritmo del PIB nominal

ADF Test Statistic	-25.75112	1% Critical Value*	-3.6752
		5% Critical Value	-2.9665
		10% Critical Value	-2.622
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.			
Augmented Dickey-Fuller Test Equation			
LS // Dependent Variable is D(LPIBN,3)			
Date: 1/6/97 Time: 16:23			
Sample (adjusted): 1989:4 1996:4			
Included observations: 29 after adjusting endpoints			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
D(LPIBN(-1),2)	-1.932857	0.075059	-25.75112
C	0.002951	0.009049	0.326146
R-squared	0.960376	Mean dependent var	0.0097
Adjusted R-squared	0.959427	S.D. dependent var	0.241814
S.E. of regression	0.048708	Akaike info criterion	-5.97736
Sum squared resid	0.064056	Schwarz criterion	-5.883063
Log likelihood	47.5225	F-statistic	663.1204
Durbin-Watson stat	1.981354	Prob (F-statistic)	0

Fuente: *ibid.*

La prueba Dickey-Fuller para *IL* con *dos diferencias e intercepto* arroja los mismos resultados, el coeficiente está a la izquierda de los valores críticos de MacKinnon al 1 y 5%. En consecuencia no hay raíz unitaria, y dado que $B < a$, la serie es estacionaria por tendencia. *IL* tiene grado de integración de orden *dos* (ver tabla 3).

Tabla 3. Prueba de raíces unitarias de Dickey-Fuller, aumentada para el logaritmo de la tasa de interés (CETES a 28 días)

ADF Test Statistic	-7.865754	1% Critical Value*	-3.6752
		5% Critical Value	-2.9665
		10% Critical Value	-2.622
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.			
Augmented Dickey-Fuller Test Equation			
LS // Dependent Variable is D(IL,3)			
Date: 1/6/97 Time: 16:26			
Sample(adjusted): 1989:4 1996:4			
Included observations: 29 after adjusting endpoints			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
D(IL(-1),2)	-1.38923	0.176618	-7.865754
C	0.002691	0.074236	0.036255
R-squared	0.696186	Mean dependent var	0.011775
Adjusted R-squared	0.664933	S.D. dependent var	0.712127
S.E. of regression	0.399723	Akaike info criterion	-1.767497
Sum squared resid	4.314011	Schwarz criterion	-1.6732
Log likelihood	-13.52052	F-statistic	61.87008
Durbin-Watson stat	2.533038	Prob(F-statistic)	0

Fuente: *ibid.*

Pruebas de cointegración

La primera prueba de que existe cointegración entre las variables del modelo se sustenta en que las series que resultan al restar los valores de las variables exógenas a la endógena en forma independiente deben tener un grado de integración inmediato inferior al de las variables exógenas.

En este modelo, las variables LPIBN y IL bajan un grado de integración (de 2 a 1). Esto se demuestra al generar la prueba de raíces unitarias para las series A, (A= LIPYC - LPIBN) y Z (Z=LIPYC - IL) (ver tablas 4, 5, 6, 7).

1. Prueba para A con una diferencia

Tabla 4. Prueba de raíces unitarias de Dickey-Fuller, aumentada para el logaritmo de A

ADF Test Statistic	-5.43961	1% Critical Value*	-3.6661
		5% Critical Value	-2.9627
		10% Critical Value	-2.62
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.			
Augmented Dickey-Fuller Test Equation			
LS // Dependent Variable is D(A,2)			
Date: 01/27/97 Time: 20:39			
Sample (adjusted): 1989:3 1996:4			
Included observations: 30 after adjusting endpoints			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
D(A(-1))	-1.02398	0.188245	-5.43961
C	0.028184	0.031308	0.900226
R-squared	0.513799	Mean dependent var	-0.011186
Adjusted R-squared	0.496435	S.D. dependent var	0.235106
S.E. of regression	0.166837	Akaike info criterion	-3.517139
Sum squared resid	0.779366	Schwarz criterion	-3.423726
Log likelihood	12.18893	F-statistic	29.58936
Durbin-Watson stat	1.999655	Prob(F-statistic)	0.000008

Fuente: *ibid.*

**Tabla 5
Generación de valores A**

	Last updated: 1/5/97 - 00:03			
	Modified: 1989:1 1996:4 // a=lipyc-lpibn			
	1	2	3	4
1989-1	-8.269483	-8.060398	-7.741905	-7.814118
1990-1	-7.7496	-7.615027	-7.583494	-7.732992
1991-1	-7.659459	-7.351144	-7.11258	-7.135023
1992-1	-6.899514	-6.917369	-7.09045	-7.095404
1993-1	-7.037712	-7.095055	-6.96585	-6.885592
1994-1	-6.686624	-6.891944	-6.723094	-6.856879
1995-1	-7.204041	-7.248466	-7.036218	-7.239346
1996-1	-7.089021	-7.118721	-7.116028	-7.242526

Fuente: *ibid.*

2. Prueba para Z con una diferencia

Tabla 6. Prueba de raíces unitarias de Dickey-Fuller aumentada para el logaritmo de Z

ADF Test Statistic	-5.077318	1% Critical Value*	-3.6661
		5% Critical Value	-2.9627
		10% Critical Value	-2.62
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.			
Augmented Dickey-Fuller Test Equation			
LS // Dependent Variable is D(Z,2)			
Date: 01/30/97 Time: 09:52			
Sample (adjusted): 1989:3 1996:4			
Included observations: 30 after adjusting endpoints			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
D(Z(-1))	-0.95793	0.188668	-5.077318
C	0.098514	0.079114	1.245213
R-squared	0.479352	Mean dependent var	-0.007052
Adjusted R-squared	0.460758	S.D. dependent var	0.569356
S.E. of regression	0.418096	Akaike info criterion	-1.67975
Sum squared resid	4.89451	Schwarz criterion	-1.586337
Log likelihood	-15.37191	F-statistic	25.77916
Durbin-Watson stat	1.977504	Prob(F-statistic)	0.000022

Fuente: *Ibid.*

**Tabla 7
Generación de valores Z**

Last updated: 01/30/97 - 09:51				
Modified: 1989:1 1996:4 // z=lipyc-ll				
	1	2	3	4
1989-1	6.0684	6.2989	6.7345	6.9406
1990-1	6.9468	7.3442	7.6121	7.7298
1991-1	7.9602	8.5333	8.8320	8.9856
1992-1	9.4149	9.4832	9.0830	9.0968
1993-1	9.1808	9.2731	9.4874	9.7190
1994-1	10.1818	9.5629	9.7343	9.7121
1995-1	8.1960	8.1019	8.8266	8.5574
1996-1	8.9033	9.2621	9.3745	9.3934

Fuente: *Ibid.*

La prueba de raíces unitarias Dickey-Fuller con una diferencia, intercepto, y cero rezagos muestra que tanto la serie A como la Z tienen un valor beta menor que uno. Los ADF están a la izquierda de los valores críticos de MacKinnon al 1 y 5% de significancia, esto indica que las series son estacionarias por tendencia y no tienen raíz unitaria, su grado de integración es de orden *uno*.

Esto corrobora que las series originales (LIPYC, LPIBN, IL) están cointegradas. En consecuencia, el modelo es una relación no espuria.

La comprobación de que el modelo no es una relación espuria se demostró transformando las variables A (A= LIPYC - LPIBN) y Z (Z=LIPYC - IL). Enseguida se prueba la validez del modelo utilizando la prueba de cointegración de Johansen para las variables originales del modelo.

3. Prueba de cointegración de Johansen con las series del modelo

La prueba de cointegración de Johansen rechaza al 1% de nivel de significancia que no existen ecuaciones de cointegración entre las series LIPYC y LPIBN. La prueba de nivel de máxima verosimilitud indica que existe una ecuación de cointegración significativa al nivel del 5% (ver tabla 8).

Para las series LIPYC y IL, la prueba de cointegración de Johansen rechaza al 5% de nivel de significancia que no existen ecuaciones de cointegración entre ellas. La prueba de nivel de máxima verosimilitud indica que existe una ecuación de cointegración significativa al nivel del 5% (ver tabla 8).

Tabla 8
Prueba de cointegración de Johansen

Sample: 1989:1 1996:4				
Included observations: 31				
Test assumption: No deterministic trend in the data				
Series: LIPYC LPIBN				
Lags interval: No lags				
Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.631083	35.55892	19.96	24.6	None **
0.139187	4.646229	9.24	12.97	At most 1
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5% (1%) significance level				
L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level				
Sample: 1989:1 1996:4				
Included observations: 31				
Test assumption: No deterministic trend in the data				
Series: LIPYC LI				
Lags interval: No lags				
Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.519363	24.3958	19.96	24.6	None *
0.052869	1.633862	9.24	12.97	At most 1
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5% (1%) significance level				
L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level				

Fuente: *ibid.*

Las pruebas de cointegración de Johansen concluyen en la misma dirección que las de Dickey-Fuller; el modelo no es una relación espuria.

Una vez probado que el modelo: $LIPYC = C + B_1LIPYC(-1) + B_2LPIBN - B_3IL$ explica el comportamiento del Índice de Precios y Cotizaciones se analizaron los resultados.

Resultados del modelo

De acuerdo con el modelo, el LPIBN tiene una relación directa con el LIPYC: cuando se incrementa en 1% el LPIBN, el LIPYC se incrementa en 0.6%. La tasa de interés (IL) presenta una relación inversa: cuando el logaritmo de la tasa de Cetes a 28 días se incrementa en 1%, el LIPYC decrece en 0.2%.

Estos resultados no son extraños. Como se explicó anteriormente, se considera que el IPyC es un barómetro de la actividad económica, el cual tiene la particularidad de anticiparse a los movimientos de la economía y los negocios, circunstancias que el caso mexicano demuestra.

En cuanto al efecto de IL, el resultado es el esperado, ya que en un contexto de alta competencia por captar recursos económicos, la relación que prevalece en el mercado de dinero y mercado de capitales tiende a ser inversa.

Es importante resaltar que ambas relaciones son inelásticas. Sin embargo, destaca que la variable económica LPIBN impacta más que la tasa de interés (0.6 contra 0.2). Ello corrobora la influencia de las variables de la economía real sobre el comportamiento del Índice de Precios y Cotizaciones en el caso mexicano. Respecto al LIPYC rezagado, en teoría influye directamente de manera que todos los resultados son correctos (ver tabla 9).

Pruebas aplicadas al modelo

1. Pruebas para coeficientes

Todos los coeficientes del modelo son significativos al 5% de probabilidad (t). Los signos de los coeficientes son correctos, en particular el LPIBN tiene una relación directa con el LIPYC en tanto que la tasa de interés (IL) presenta una relación inversa. En cuanto al LIPYC rezagado, teóricamente influye en forma directa (ver tabla 10).

2. Pruebas para residuales

Tabla 9. Regresión para el logaritmo del IP y C

LS // Dependent Variable is LIPYC Sample (adjusted): 1989:2 1996:4 Included observations: 31 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.648892	1.698236	-3.326329	0.0025
LIPYC(-1)	0.549196	0.095819	5.731614	0
LPIBN	0.599565	0.158078	3.792839	0.0008
IL	-0.203157	0.058035	-3.500578	0.0016
R-squared	0.979157	Mean dependent var		7.245662
Adjusted R-squared	0.976842	S.D. dependent var		0.709101
S.E. of regression	0.10791	Akaike info criterion		-4.332999
Sum squared resid	0.314404	Schwarz criterion		-4.147969
Log likelihood	27.1744	F-statistic		422.8092
Durbin-Watson stat	1.724395	Prob(F-statistic)		0

Fuente: *ibid.*

Tabla 10. Regresión para el logaritmo del IP y C

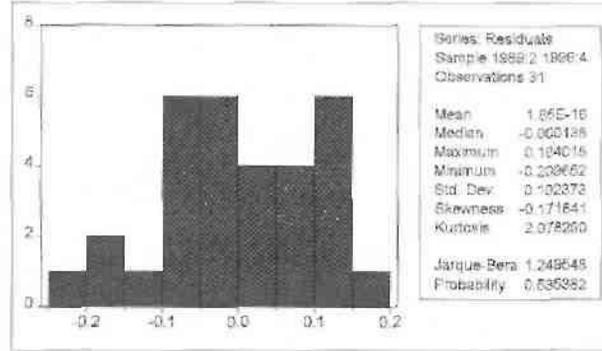
LS // Dependent Variable is LIPYC Sample (adjusted): 1989:2 1996:4 Included observations: 31 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.648892	1.698236	-3.326329	0.0025
LIPYC(-1)	0.549196	0.095819	5.731614	0
LPIBN	0.599565	0.158078	3.792839	0.0008
IL	-0.203157	0.058035	-3.500578	0.0016
R-squared	0.979157	Mean dependent var		7.245662
Adjusted R-squared	0.976842	S.D. dependent var		0.709101
S.E. of regression	0.10791	Akaike info criterion		-4.332999
Sum squared resid	0.314404	Schwarz criterion		-4.147969
Log likelihood	27.1744	F-statistic		422.8092
Durbin-Watson stat	1.724395	Prob(F-statistic)		0

Fuente: *ibid.*

2.1 Prueba de normalidad para los errores del modelo (ver gráfica 4).

La probabilidad de Jarque-Bera es mayor que 0.5 La distribución de los residuales del modelo pasa la prueba de normalidad. Este hecho hace que las pruebas para residuales sean significativamente válidas.

Gráfica 4
Normalidad Jarque-Bera



Fuente: Elaboración propia con datos de BMV, *op. cit.* e INEGI, *op. cit.*, 1999-1996

2.2 Prueba de autocorrelación de Breush-Godfrey (Correlación LM).

Puesto que la información es trimestral, se aplicó la prueba con cuatro rezagos. El resultado indica que no hay autocorrelación y la probabilidad F es mayor que 0.05 (ver tabla 11).

Tabla 11
Correlación serial por multiplicadores de Lagrange de Breusch-Godfrey

F-statistic	1.012721	Probability	0.421398	
Obs*R-squared	4.642265	Probability	0.32601	
Test Equation:				
LS // Dependent Variable is RESID				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.807049	1.858131	0.434334	0.6681
LIPYC(-1)	0.063552	0.110642	0.574392	0.5713
LPIBN	-0.082049	0.175166	-0.468408	0.6439
IL	0.050918	0.068457	0.743796	0.4645
RESID(-1)	0.155122	0.220449	0.703663	0.4887
RESID(-2)	-0.412093	0.243773	-1.690479	0.1044
RESID(-3)	0.121213	0.222074	0.545822	0.5904
RESID(-4)	-0.305868	0.228531	-1.338408	0.1938
R-squared	0.14975	Mean dependent var	1.85E-16	
Adjusted R-squared	-0.109021	S.D. dependent var	0.102373	
S.E. of regression	0.107609	Akaike info criterion	-4.23716	
Sum squared resid	0.267322	Schwarz criterion	-3.867099	
Log likelihood	29.68889	F-statistic	0.578698	
Durbin-Watson stat	2.238412	Prob(F-statistic)	0.765938	

Fuente: *Ibid.*

2.3 Prueba de heteroscedasticidad ARCH

La prueba ARCH muestra que no hay heteroscedasticidad al evaluar el modelo con cuatro rezagos, la probabilidad para F es mayor que 0.5 (ver tabla 12).

Tabla 12
Prueba Arch de Heteroscedasticidad

TF-statistic	0.725719	Probability	0.583805
Obs*R-squared	3.147332	Probability	0.53348
Test Equation:			
LS // Dependent Variable is RESID^2			
Date: 1/6/97 Time: 16:11			
Sample (adjusted): 1990:2 1996:4			
Included observations: 27 after adjusting endpoints			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	0.015594	0.004918	3.170666
RESID^2(-1)	-0.04913	0.209805	-0.234171
RESID^2(-2)	0.044173	0.201299	0.219438
RESID^2(-3)	-0.307495	0.203334	-1.512261
RESID^2(-4)	-0.158449	0.210228	-0.7537
R-squared	0.116568	Mean dependent var	0.010706
Adjusted R-squared	-0.044056	S.D. dependent var	0.011466
S.E. of regression	0.011716	Akaike info criterion	-8.728044
Sum squared resid	0.00302	Schwarz criterion	-8.488075
Log likelihood	84.51726	F-statistic	0.725719
Durbin-Watson stat	1.934972	Prob (F-statistic)	0.583805

Fuente: *ibid.*

2.4 Pruebas de heteroscedasticidad White

Tabla 13
Prueba White de Heteroscedasticidad (términos no cruzados)

F-statistic	0.552612	Probability	0.763133
Obs*R-squared	3.762887	Probability	0.708727
Test Equation:			
LS // Dependent Variable is RESID^2			
Date: 1/6/97 Time: 16:12			
Sample: 1989:2 1996:4			
Included observations: 31			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	-2.469092	5.079261	-0.486112
LIPYC(-1)	0.025627	0.110591	0.231728
LIPYC(-1)^2	-0.002535	0.007672	-0.330469
LPIBN	0.317428	0.732823	0.433158
LPIBN^2	-0.01041	0.02485	-0.418916
IL	-0.029086	0.031145	-0.933887
IL^2	-0.011359	0.011715	-0.969597
R-squared	0.121383	Mean dependent var	0.010142
Adjusted R-squared	-0.098271	S.D. dependent var	0.011044
S.E. of regression	0.011574	Akaike info criterion	-8.722278
Sum squared resid	0.003215	Schwarz criterion	-8.398475
Log likelihood	98.20822	F-statistic	0.552612
Durbin-Watson stat	2.216602	Prob(F-statistic)	0.763133

Fuente: *ibid.*

Tabla 14
Prueba White de Heteroscedasticidad (términos cruzados)

F-statistic	0.601873	Probability	0.781425
Obs*R-squared	6.356643	Probability	0.703761
Test Equation:			
LS // Dependent Variable is RESID^2			
Date: 2/6/97 Time: 16:13			
Sample: 1989:2 1996:4			
Included observations: 31			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	18.03473	15.63214	1.153696
LIPYC(-1)	2.456928	1.812614	1.355461
LIPYC(-1)^2	0.065867	0.041415	1.348964
LIPYC(-1)*LPIBN	-0.224683	0.162863	-1.379582
LIPYC(-1)*IL	0.013577	0.031127	0.436173
LPIBN	-3.583666	2.977386	-1.237215
LPIBN^2	0.181961	0.140403	1.295991
LPIBN*IL	-0.027318	0.067853	-0.402603
IL	0.282681	0.838733	0.337033
IL^2	-0.007818	0.015699	-0.49799
R-squared	0.205053	Mean dependent var	0.010142
Adjusted R-squared	-0.135539	S.D. dependent var	0.011044
S.E. of regression	0.011769	Akaike info criterion	-8.628803
Sum squared resid	0.002909	Schwarz criterion	-8.166226
Log likelihood	99.75935	F-statistic	0.601873
Durbin-Watson stat	2.243099	Prob (F-statistic)	0.781425

Fuente: *Ibid.*

Las pruebas White para heteroscedasticidad no cruzada y cruzada con cuatro rezagos corroboran que los resultados arrojados por la prueba ARCH son correctos; es decir, no hay presencia de heteroscedasticidad (ver tablas 13 y 14).

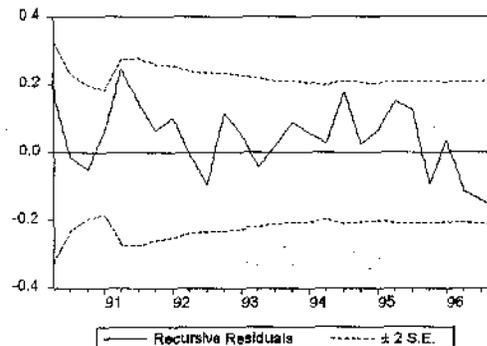
3. Pruebas de estabilidad

Las pruebas indican que hay permanencia estructural en el modelo.

Gráfica 5

Residuales recursivos

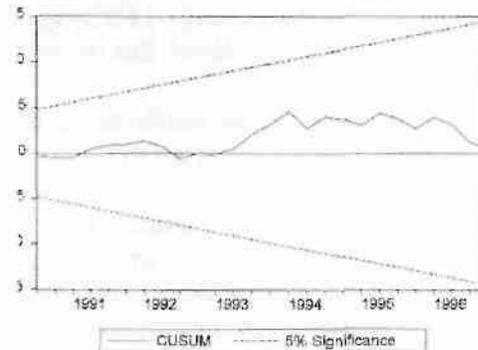
Los residuales recursivos se encuentran dentro de la banda de ± 2 S.E.



Fuente: Elaboración propia con datos de BMV, *op. cit.* e INEGI, *op. cit.*, 1989-1996

Gráfica 6*Prueba de suma acumulada de residuales (Cusum).*

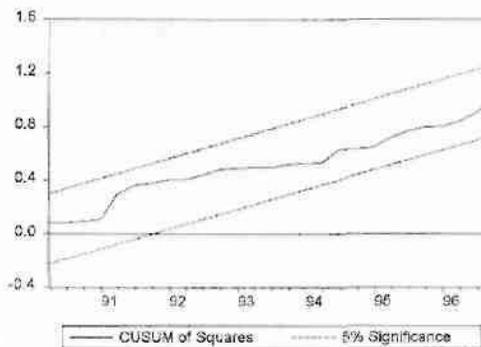
Los valores cusum se ubican dentro de la banda al 5%. Se concluye que el modelo es estable.



Fuente: *ibid.*, 1989-1996.

Gráfica 7*Prueba de suma acumulada de residuales al cuadrado (Cusum cuadrada).*

Los valores Cusum de cuadrados se encuentran dentro de la banda al 5% de significancia. Se corrobora la estabilidad del modelo.



Fuente: *ibid.*, 1989-1996.

Se acepta que la relación de las variables en el período analizado está correctamente representada por el modelo. El modelo pasa las pruebas de coeficientes, signos, residuales y estabilidad. En consecuencia, sus resultados son significativamente aceptables y pueden ser utilizados para validar consideraciones teóricas.

Conclusiones

El presente artículo muestra que el comportamiento accionario de México de 1989 a 1996, evaluado a través del Índice Nacional de Precios y Cotizaciones de la BMV puede ser explicado por el Producto Interno Bruto Nominal y la tasa de Cetes a 28 días. Tal relación no es espuria, es sustentada por las pruebas de cointegración de Johansen y de raíces unitarias de Dickey-Fuller.

El modelo $LIPYC = f(C, LIPYC(-1), LPIBN, IL)$ pasa las pruebas de coeficientes, signos, residuales y estabilidad. Sus resultados son confiables.

El LIPYC tiene una relación directa con el LPIBN y una inversa con IL. De estas variables la que más influye es el LPIB.

La importancia del estudio radica en probar que una variable real como el PIB nominal influye significativamente sobre las cotizaciones de la Bolsa. Si bien el estudio se hace para México, tal relación pudiera ser significativa en otras economías latinoamericanas. En todo caso, esto habría que probarlo.

Del modelo se desprende que el conocimiento de las relaciones económicas entre los distintos entes económicos marcan la pauta para explicar el comportamiento en el rendimiento de las acciones en la BMV.