



Academia. Revista Latinoamericana de
Administración
ISSN: 1012-8255
esalgado@uniandes.edu.com
Consejo Latinoamericano de Escuelas de
Administración
Organismo Internacional

López Herrera, Francisco; Vázquez Téllez, Francisco Javier
Variables económicas y un modelo multifactorial para la bolsa mexicana de valores: análisis empírico sobre una muestra de activos
Academia. Revista Latinoamericana de Administración, núm. 29, 2002, pp. 5-28
Consejo Latinoamericano de Escuelas de Administración
Bogotá, Organismo Internacional

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=71602902>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

Francisco López Herrera
Investigador, División de Investigación
de la Facultad de Contaduría y
Administración, Universidad Nacional
Autónoma de México
francisco_lopez_herrera@yahoo.com.mx

Francisco Javier Vázquez Téllez
División de Estudios de Posgrado,
Facultad de Contaduría y Administración,
Universidad Nacional Autónoma
de México
fvazte@prodigy.net.mx

**Variables económicas y un
modelo multifactorial
para la bolsa mexicana de
valores: análisis empírico sobre
una muestra de activos¹**

RESUMEN

Mediante el método de extracción de componentes principales (ACP) se selecciona un subconjunto de variables macroeconómicas que puedan representar el riesgo sistemático de los activos mexicanos. Una vez seleccionadas esas variables, se analiza una muestra de 31 acciones que se cotizan en la Bolsa Mexicana de Valores mediante el ajuste de un modelo EGARCH-X(1,1) que incluye las variables económicas seleccionadas a través del ACP en la estimación de los parámetros de la ecuación del rendimiento y de la estructura supuesta de los residuales. Se concluye que durante el período analizado dichas variables exhibieron influencia en los rendimientos, por lo que consideramos que la evidencia proporcionada por nuestro estudio sugiere que son explicativas del riesgo sistemático valorado por el mercado mexicano. Se documenta también la existencia de efectos de la volatilidad pasada, *shocks* no simétricos y la presencia del efecto apalancamiento en la volatilidad de algunos activos de la muestra.

¹ Se agradecen sus comentarios a los miembros del Seminario de Investigación de la División de Investigación, FCA, UNAM; a los doctores Édgar Ortiz, Jorge Ludlow-Vickers, Roberto Santillán y demás asistentes a la mesa 11 del Primer Congreso Internacional de ACACIA. También manifestamos nuestro agradecimiento al doctor Leobardo Plata y demás miembros del Seminario de Economía y Comercio de la Facultad de Economía de la Universidad Autónoma de San Luis Potosí, donde se presentó una versión preliminar de este documento el seis de mayo de 2002. De manera especial valoramos los comentarios y sugerencias de los dos árbitros anónimos que evaluaron este trabajo para su publicación. En conjunto, toda la retroalimentación que recibimos contribuyó a mejorar este reporte. Naturalmente, los errores que aún persistan son responsabilidad exclusiva de los autores.

Palabras clave: Bolsa de valores, activos de capital, acciones, riesgo sistemático y modelos multifactoriales.

INTRODUCCIÓN

En este reporte se presentan los resultados del ajuste de una especificación para explicar el riesgo sistemático de activos de capital mexicanos, basados en variables macroeconómicas. Las dos teorías principales sobre la formación de precios de activos de capital son: el modelo de valoración de activos (*Capital Asset Pricing Model*, CAPM), desarrollado de forma independiente por Lintner (1965) y Sharpe (1963, 1964) y basado en la teoría del portafolio propuesta por Markowitz (1952), y la teoría de arbitraje de precios (*Arbitrage Pricing Theory*, APT), ideada por Ross (1976).

Es abundante la literatura que se ha producido en torno a la validez teórica y empírica del CAPM, tanto el original de Sharpe-Lintner-Mossin, así como sus extensiones, que relajan algunos de sus muy restrictivos supuestos. En dicha literatura también ocupa un lugar destacado el estudio de las llamadas “anomalías” del CAPM, es decir, las regularidades empíricamente observadas que no parecen ser explicadas por el modelo original, de las cuales se cuentan como principales: el efecto “tamaño”, la reacción desproporcionada en el mercado (*overshooting*) ante anuncios sobre las utilidades de las emisoras, la relación de los precios de mercado de las acciones y los fundamentales de las emisoras e, incluso, efectos estacionales como los efectos “fin de semana” o el “efecto enero”, también agrupados bajo el rubro “efectos de calendario”.

En esencia, las “anomalías” del CAPM constituyen violaciones a los supuestos y/o resultados que establece la teoría, pues exhiben riesgos de carácter sistemático no capturados por la beta de mercado del activo, contrario a lo que debería ocurrir de acuerdo con la versión original del CAPM. Para explicar estas violaciones se han abierto dos grandes líneas de investigación: i) la explicación basada en la existencia de riesgos a través de modelos multifactoriales y ii) las que no se basan en riesgos y que consideran que las observaciones de las supuestas violaciones pueden deberse más bien a la presencia de sesgos en la metodología empírica, a fricciones de mercado o, incluso, como algunos lo proponen, a las conductas irrationales de los agentes del mercado (Lo y MacKinlay, 1999).

Entre los modelos multifactoriales de mayor importancia se destaca el trabajo de Merton (1973), en el que propone que en la demanda de títulos –y los efectos que ésta tiene en sus precios y rendimientos, en un horizonte intertemporal– deben considerarse los efectos de la incertidumbre respecto al ingreso laboral de los agentes de mercado, los precios de bienes importantes (como los energéticos) y los cambios en las oportunidades de inversión en el futuro.

La teoría de arbitraje de precios (APT), propuesta por Ross (1976), junto con la crítica de Roll (1977)² contribuyeron de manera decisiva a incrementar el interés por el desarrollo de los modelos multifactoriales. Para la APT, partiendo de la condición de no

arbitraje, el rendimiento del activo se debe a primas por diversos factores de riesgo sistemático y no exclusivamente el riesgo del portafolio de mercado. De hecho, no se excluye necesariamente este último factor de riesgo, por lo que hay quienes han propuesto que el CAPM puede verse como un caso particular de la APT. Infortunadamente, la APT no indica cuáles son los factores son relevantes; sin embargo, Roll y Ross (1980) sugieren como candidatos obvios aquellos que influyen en la determinación del dividendo esperado por el activo y de la tasa a que se descuenta dicho dividendo.

También el trabajo de Fama y French (1993) es un referente importante, pues muestra que con base en indicadores fundamentales de la empresa como la razón entre el valor de su capital en libros, el valor del mismo en el mercado, así como la capitalización, es posible explicar el rendimiento autónomo que no puede explicar el CAPM mediante la beta del activo y la prima por riesgo de mercado. La conclusión es que pueden existir más factores de riesgo sistemático y no sólo el relacionado con las fluctuaciones del portafolio del mercado, como se sustenta en el CAPM original.

A partir de lo hasta aquí expuesto, así como de los resultados de múltiples pruebas empíricas cuya sola enunciación ocuparía una cantidad extensa de páginas, resalta claramente el hecho de que la teoría del mercado de capitales no ha alcanzado la madurez suficiente para especificar de manera indubitable cuáles son las variables económicas que explican de manera general los rendimientos de los activos. De hecho, lo que reportan muchas de las pruebas empíricas son investigaciones realizadas en mercados particulares que brindan, en lo individual, elementos para la generalización sólo debido a la congruencia con los resultados de otros investigadores. Por ejemplo, en el mercado accionario mexicano, Bailey y Chung (1995) analizan el impacto que en los rendimientos accionarios tienen las fluctuaciones del tipo de cambio y el riesgo político, concluyendo que existe evidencia de que ambos son factores significativos. Los resultados de Bailey y Chung son congruentes con otros estudios empíricos que encuentran también significativas esas relaciones, así como con estudios teóricos que sustentan versiones del CAPM y de la APT en el plano internacional. Sin embargo, es importante destacar también que la definición operacional de riesgo cambiario de Bailey y Chung, diferenciales entre los tipos de cambio libre y controlado³, es *sui generis*, en el sentido de que sólo se podría representar dicho riesgo, de naturaleza evidentemente sistemática, recurriendo a esa definición siempre que exista un régimen de tipos de cambio múltiples.

Por lo anterior, en este trabajo estudiamos el riesgo sistemático en una muestra de activos que cotizan en la Bolsa Mexicana de Valores, mediante un modelo que intenta capturar el riesgo derivado de la influencia de variables macroeconómicas que son del conocimiento público. La estructura de este reporte es la siguiente: en la sección I se

² Resulta de gran interés esta crítica que constituye por mucho uno de los más grandes desafíos al CAPM ya que se centra en demostrar la imposibilidad de observar el portafolio del mercado teórico en el que se cimentan los resultados centrales del modelo de Sharpe.

³ A partir de 1982 y hasta 1987 existió en México un régimen de tipos de cambio múltiples.

presenta el modelo teórico en el que se basan las estimaciones del efecto de las variables económicas; la sección II describe el proceso de selección de las variables macroeconómicas y en ella se presenta la especificación de nuestro modelo; en la sección III se proponen los aspectos relevantes de los activos de la muestra y de la prueba empírica del modelo estimado y, por último, se enuncian las conclusiones que derivamos de la evidencia empírica.

I. EL MODELO TEÓRICO

En este reporte se presentan los resultados del ajuste de una especificación para explicar el riesgo sistemático de activos de capital mexicanos, basándonos en variables macroeconómicas. Las dos teorías principales sobre la formación de precios de activos de capital son el modelo de fijación de precios de activos de capital (*Capital Asset Pricing Model, CAPM*), desarrollado de forma independiente por Lintner (1965) y Sharpe (1963, 1964) con base en la teoría del portafolio desarrollada por Markowitz (1952), y la teoría de arbitraje de precios (*Arbitrage Pricing Theory, APT*), propuesta por Ross (1976).

Si suponemos que para todo momento en el tiempo los rendimientos de todos los activos están relacionados linealmente con ciertos factores que son los elementos de riesgo sistemático, su relación funcional puede expresarse como:

$$R_i = a_i + b_{i1}F_1 + b_{i2}F_2 + \dots + b_{im}F_m + e_i \quad \forall i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

donde: R_i es el rendimiento del activo i ; a_i es el rendimiento esperado del activo i , autónomo, no correlacionado con los factores de riesgo; b_{im} es la sensibilidad del activo i a la realización del factor m ; F_m es la realización del factor de riesgo sistemático m , y e_i es el rendimiento aleatorio, no sistemático, del activo i , no correlacionado con los factores de riesgo y único para cada activo. Se agrega el supuesto de que tanto el rendimiento aleatorio como los factores de riesgo provienen de una distribución de probabilidad estable, de manera particular:

$$i) \text{Var}(e_i) = \sigma_{ei}^2, \quad i = 1, 2, \dots, n; \quad ii) \text{Var}(F_m) = \sigma_{Fm}^2, \quad m = 1, 2, \dots, M.$$

Por los supuestos del modelo se tiene también que:

$$iii) E(e_i) = 0, \quad \forall i; \quad iv) E[e_i(F_m - E(F_m))] = 0, \quad \forall i, \forall m.$$

Si los rendimientos de los activos se relacionan mutuamente únicamente y exclusivamente por los m factores de riesgo, tanto el rendimiento esperado independiente, a_i , como el rendimiento aleatorio e_i , también independiente, son ambos rendimientos únicos para cada activo y entonces el rendimiento aleatorio corresponde al riesgo también único (no sistemático) de cada activo, siendo independientes entre sí en cada empresa. Por tal motivo se puede plantear como hipótesis: $v) E(e_i, e_j) = 0, \forall i, \forall j, i \neq j$.

Si el modelo se restringe a que los m factores de riesgo no estén correlacionados entre sí⁴, se puede agregar también la hipótesis de independencia entre los factores:

$$vi) E[(F_k - E(F_k))(F_l - E(F_l))] = 0, \forall k, \forall l, k \neq l.$$

Entonces, debido a *iii*), al tomar los valores esperados de ambos miembros de (1) se tiene que el rendimiento esperado del activo i es:

$$E(R_i) = a_i + b_{i1}E(F_1) + b_{i2}E(F_2) + \dots + b_{im}E(F_m), \quad (2)$$

Por *i*), *ii*), *iv*) y *vi*), la varianza de los rendimientos del activo i , se reduce a:

$$\sigma_{Ri}^2 = b_{i1}^2\sigma_{F1}^2 + b_{i2}^2\sigma_{F2}^2 + \dots + b_{im}^2\sigma_{Fm}^2 + \sigma_{ei}^2. \quad (3)$$

Así tenemos que el rendimiento esperado por el inversionista, dada la tenencia del activo i , es función del rendimiento autónomo a_i , independiente de los factores de riesgo⁵ y de los rendimientos que debe obtener dado el nivel de exposición del activo a las fuentes causales de riesgo. Así mismo, la varianza de los rendimientos es función de las varianzas de los factores de riesgo ponderadas por la exposición del activo a cada uno de ellos. Sustituyendo $a_i =$ tasa libre de riesgo = r_f (2) puede expresarse en forma del rendimiento esperado en exceso de la tasa libre de riesgo⁶:

$$E(R_i) - r_f = b_{i1}E(F_1) + b_{i2}E(F_2) + \dots + b_{im}E(F_m), \quad (4)$$

II. SELECCIÓN DE VARIABLES MACROECONÓMICAS

Para obtener un conjunto representativo de variables macroeconómicas e incluirlo en el modelo de prueba, se llevó a cabo un análisis de componentes principales (ACP) para simplificar el número de variables, pero reteniendo la naturaleza y el carácter de las

⁴ Si bien es cierto que este supuesto no parece del todo plausible, por ejemplo cuando los factores son de carácter macroeconómico, puede suponerse muy razonablemente que exista un alto grado de correlación entre ellos. También es cierto que existen métodos para obtener factores no correlacionados, entre los cuales se encuentra el método de componentes que posteriormente utilizaremos para obtener variables no correlacionadas.

⁵ En ausencia de la influencia de los factores de riesgo, este componente puede interpretarse como la tasa libre de riesgo.

⁶ Como es sabido, el rendimiento en exceso de la tasa libre de riesgo es el premio (prima) del activo por el riesgo total asumido.

VARIABLES ECONÓMICAS Y UN MODELO MULTIFACTORIAL...

variables originales y así poder simplificar el análisis posterior. Por medio del ACP se puede identificar la variable apropiada para representar cada factor –la de mayor carga factorial– y ésta pueda actuar como variable suplemento del factor⁷.

Las variables macroeconómicas para incluir en el ACP se seleccionaron en primera instancia bajo el criterio de su importancia en la política económica del país, la cual tiene como lineamientos a mediano plazo: incrementar la acumulación del capital, expandir la infraestructura, crear fuentes de empleo y mejorar la productividad de la economía⁸; adicionalmente nos basamos en la revisión de los resultados de estudios similares, realizados en diversos mercados del mundo.

Las variables macroeconómicas que se incluyeron en el ACP son: 1) costo porcentual promedio⁹ (CPP); 2) índice nacional de precios al consumidor (INPC); 3) producto interno bruto (PIB); 4) índice de volumen físico de la producción industrial (IVFPI); 5) precio del petróleo (PET); 6) tipo de cambio peso-dólar (TC); 7) medio circulante (CIR); 8) deuda pública, tanto interna como externa a corto y largo plazo (DEU); 9) saldo de cuenta corriente (CCORR); 10) saldo de cuenta de capital (CCAP); 11) reservas internacionales (RESINT); 12) índice de precios y cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores (IPC), y 13) tasa de desempleo abierto a nivel nacional (TD).

La información sobre las variables macroeconómicas se obtuvo de las publicaciones en las páginas web de INEGI y BANXICO (www.inegi.gob.mx y www.banxico.org.mx, respectivamente) y los precios del petróleo de la página web de PEMEX (www.pemex.gob.mx). Dado que en la página web de la Bolsa Mexicana de Valores (www.bmv.com.mx) no es posible obtener información histórica sobre las cotizaciones del mercado, la serie del Índice de Precios y Cotizaciones, principal indicador bursátil en México, se acudió directamente al archivo del Centro de Información de la BMV para obtener el historial de dicho índice ajustado por pago de dividendos, *splits*, etcétera. Los datos sobre las variables van de enero de 1986 a septiembre de 2000. Para cada una de las series con datos mensuales¹⁰ se obtuvieron 177 observaciones y 59 para cada una de las que se analizaron con base trimestral¹¹. Para homogeneizar la periodicidad de nuestras observaciones, se estimaron las observaciones ausentes en las variables de base trimestral, suponiendo para ello que tienen un crecimiento constante entre una y otra observación. De esta forma, se obtuvieron estimaciones de los valores para los meses en que no

⁷ Consultese: HAIR, J. F. Jr., ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L. y BLACK, W. C. (1999), pp. 85, 103-104.

⁸ Véase el documento: Criterios Generales de Política Económica para 2001, p. 7, en la página de Internet de la SHCP: <http://www.shcp.gob.mx/docs/index.html#criterios>.

⁹ Es el costo de captación de los bancos mexicanos.

¹⁰ Costo porcentual promedio, Índice Nacional de Precios al Consumidor, Índice del Volumen Físico de la Producción Industrial, precio del petróleo, tipo de cambio, circulante, reservas internacionales, Índice de Precios y Cotizaciones, tasa de desempleo a nivel nacional.

¹¹ PIB, deuda pública y los saldos de cuenta corriente y de cuenta de capital.

se reportan datos oficiales. La tasa de crecimiento que se aplicó fue diferente de un intervalo a otro.

Lo anterior puede expresarse como: $r = \ln\left(\frac{x_T}{x_{T-1}}\right)$ y $x_t = x_T e^{r/n}$ en donde r es la tasa de crecimiento en el período de $T-1$ a T ; x_{T-1} y x_T son las observaciones de la serie de tiempo muestreada en un período mayor al mensual y n la periodicidad de la serie de tiempo muestreada; por ejemplo, si la serie se encuentra reportada trimestralmente, entonces $n=3$; x_t = dato ausente, es decir, x_t está entre los datos x_{T-1} y x_T en la serie de tiempo muestreada con periodicidad mayor a la mensual. Para los casos en que no fue posible calcular la tasa de crecimiento continuo porque se tuvieron cantidades negativas, se aplicó el siguiente criterio: $r = \frac{x_T - x_{T-1}}{x_{T-1}}$ y $x_t = x_T (1+r)^{t/T}$ (crecimiento discreto).

Con excepción de los datos de la balanza de pagos (saldos de cuenta corriente y de cuenta de capitales) y del precio del petróleo, que se obtuvieron en dólares corrientes, todos los datos de las otras variables se adquirieron en pesos corrientes. Los datos obtenidos en dólares se convirtieron en pesos mexicanos al tipo de cambio de cierre de cada período. Todas las cantidades expresadas en unidades monetarias se reexpresaron en pesos mexicanos constantes de diciembre de 2000. Las series del INPC, IVFPI, IPC y de la tasa de desempleo abierto no se reexpresaron. La tasa de interés de los Cetes¹² a 28 días, utilizada como aproximación a la tasa de interés sin riesgo, y el CPP, también se reexpresaron en términos reales.

Posteriormente se obtuvieron las tasas de crecimiento de las variables mediante las siguientes transformaciones:

a) $VY_t = \ln\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}}\right) \times 100 \quad \forall Y_t > 0$. Esta transformación se aplicó a las variables CPP, INPC, PIB, IVFPI, PET, TC, CIR, DEU, IPC y TD, tal como las hemos definido previamente, obteniendo: la variación del costo porcentual promedio (VCPP), el cambio mensual del INPC (CINPC), el cambio mensual del PIB (CPIB), el cambio mensual del IVFPI (CIVFPI), el cambio mensual del PET (CPET), la variación mensual del TC (VTC), la variación mensual del CIR (VCIR), la variación mensual de la DEU (VDEU), el rendimiento mensual del mercado (RM) medido por la variación del IPC y el cambio mensual de la TD (CTD).

b) $VY_t = \begin{cases} \ln\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}}\right) \times 100 & \text{si } \exists Y_t \leq 0 \\ \text{valor observado de la variable } Y \text{ en el mes } t & \text{en caso contrario} \end{cases}$

variable Y en el mes t y VY_t = variación o cambio de la variable Y en el mes t , aplicada a las variables CCORR, CCAP y RESINT, que también hemos definido previamente, para

¹² Certificados de Tesorería emitidos por el gobierno mexicano a descuento.

VARIABLES ECONÓMICAS Y UN MODELO MULTIFACTORIAL...

las cuales se obtuvo: la variación mensual de la CCORR (VCCORR), la variación mensual de la CCAP (VCCAP) y el cambio mensual de las RESINT (CRESINT).

Para iniciar el análisis se calculó la matriz de correlaciones de las variables transformadas y el determinante de dicha matriz, que resultó ser igual a 0,1730. Se efectuó la siguiente prueba de hipótesis: $H_0: r_{ij} = 0$ vs. $H_a: r_{ij} > 0$, si r_{ij} es positivo, o $H_a: r_{ij} < 0$, si r_{ij} es negativo, dependiendo del caso, al nivel de significancia del 5% y 1%, en donde r_{ij} es el coeficiente de correlación muestral de la variable i con la variable $j \forall i \neq j$.

CPIB. Se calculó la matriz de correlación antiimagen en la cual se refleja la prueba de adecuación del muestreo (MSA) para cada variable. Así mismo, se determinó la adecuación del muestreo en forma general, la cual tuvo un valor de 0,5529, y la prueba de esfericidad de Bartlett que tuvo un nivel de significación adecuado. Sin embargo, para las variables VCCOR y VCCAP la MSA reflejó un nivel de rechazo de 0,4303 y 0,4867, respectivamente. Se repitió el proceso, pero sin VCCOR, con el nivel de MSA más bajo en al análisis previo, y se encontró que el determinante de la nueva matriz de correlación, 0,2240, se incrementó relativamente (la MSA general fue 0,5820); la MSA de cada variable fue mayor a 0,51 y la prueba de esfericidad de Bartlett produjo un resultado similar al obtenido inicialmente; así, la muestra se situó dentro de un nivel adecuado de confianza para poder determinar los factores F_m (véanse tablas 1, 2 y 3).

Tabla 1
*Matriz de correlación**.

	VCPP	CINPC	CIVFPI	CPIB	CPET	VTC	VCIR	VDEU	VCCAP	CRESINT	RM	CTD
VCPP	1,0000	0,2126	0,0656	-0,0345	0,0967	0,1190	-0,0883	0,1189	-0,1734	-0,1863	0,0143	0,0696
CINPC	0,2126	1,0000	-0,0858	-0,1310	-0,1169	-0,1365	-0,1282	0,0034	-0,2885	0,0964	0,1912	0,0375
CIVFPI	0,0656	-0,0858	1,0000	-0,0293	0,0707	0,0604	-0,2692	-0,0942	-0,0460	-0,1836	0,0737	0,1059
CPIB	-0,0345	-0,1310	-0,0293	1,0000	0,0211	0,0734	0,4192	-0,0734	0,0612	-0,0609	0,0878	-0,3374
CPET	0,0967	-0,1169	0,0707	0,0211	1,0000	0,3633	-0,0321	0,1727	-0,0344	-0,0121	-0,0580	-0,0854
VTC	0,1190	-0,1365	0,0604	0,0734	0,3633	1,0000	0,1693	0,2449	-0,1323	-0,1034	-0,1540	-0,1372
VCIR	-0,0883	-0,1282	-0,2692	0,4192	-0,0321	0,1693	1,0000	0,1939	0,0973	0,0173	-0,0447	-0,4984
VDEU	0,1189	0,0034	-0,0942	-0,0734	0,1727	0,2449	0,1939	1,0000	-0,2102	-0,0115	-0,1245	-0,0948
VCCAP	-0,1734	-0,2885	-0,0460	0,0612	-0,0344	-0,1323	0,0973	-0,2102	1,0000	0,0981	-0,0922	-0,0346
CRESINT	-0,1863	0,0964	-0,1836	-0,0609	-0,0121	-0,1034	0,0173	-0,0115	0,0981	1,0000	-0,0450	-0,0536
RM	0,0143	0,1912	0,0737	0,0878	-0,0580	-0,1540	-0,0447	-0,1245	-0,0922	-0,0450	1,0000	0,1052
CTD	0,0696	0,0375	0,1059	-0,3374	-0,0854	-0,1372	-0,4984	-0,0948	-0,0346	-0,0536	0,1052	1,0000

*Coeficiente de correlación muestral entre cada dupla de variables incluidas en el análisis.

Para seleccionar el número de componentes a ser extraídos, se consideró el porcentaje de varianza y el criterio de raíz latente. La solución no rotada tiene cuatro componentes que son significativos bajo el criterio de raíz latente; sin embargo, el porcentaje de varianza acumulada es de 54,7555%, que resulta ser bajo, por lo que se tendrían que seleccionar cinco factores para tener una varianza acumulada más alta.

Considerando la solución ortogonal rotada obtenida con el método Varimax, bajo el criterio de raíz latente, se seleccionaron cinco factores con los cuales se obtuvo una

Tabla 2
Matriz de correlación antiimagen.

	VCPP	CINPC	CIVFPI	CPIB	CPET	VTC	VCIR	VDEU	VCCAP	CRESINT	RM	CTD
VCPP	0,5901	-0,2263	-0,0296	-0,0326	-0,0702	-0,0812	0,0475	-0,0878	0,0479	0,1864	0,0298	-0,0525
CINPC	-0,2263	0,5176	0,1137	0,1000	0,0987	0,0989	0,0781	0,0228	0,2701	-0,1382	-0,1802	0,0854
CIVFPI	-0,0296	0,1137	0,5563	-0,0463	-0,0194	-0,0802	0,2584	0,0565	0,0269	0,1486	-0,0815	0,0384
CPIB	-0,0326	0,1000	-0,0463	0,6311	-0,0325	-0,0044	-0,3208	0,1645	0,0187	0,0527	-0,1288	0,1788
CPET	-0,0702	0,0987	-0,0194	-0,0325	0,5361	-0,3244	0,1560	-0,1226	-0,0300	-0,0502	-0,0330	0,1035
VTC	-0,0812	0,0989	-0,0802	-0,0044	-0,3244	0,6227	-0,1465	-0,1167	0,1374	0,0618	0,1252	0,0184
VCIR	0,0475	0,0781	0,2584	-0,3208	0,1560	-0,1465	0,5770	-0,2158	-0,1053	0,0215	-0,0484	0,3943
VDEU	-0,0878	0,0228	0,0565	0,1645	-0,1226	-0,1167	-0,2158	0,5764	0,2085	-0,0132	0,0878	-0,0057
VCCAP	0,0479	0,2701	0,0269	0,0187	-0,0300	0,1374	-0,1053	0,2085	0,5608	-0,0927	0,0760	-0,0128
CRESINT	0,1864	-0,1382	0,1486	0,0527	-0,0502	0,0618	0,0215	-0,0132	-0,0927	0,5198	0,0460	0,0514
RM	0,0298	-0,1802	-0,0815	-0,1288	-0,0330	0,1252	-0,0484	0,0878	0,0760	0,0460	0,5213	-0,1236
CTD	-0,0525	0,0854	0,0384	0,1788	0,1035	0,0184	0,3943	-0,0057	-0,0128	0,0514	-0,1236	0,6533

Los valores de la diagonal principal muestran la medida de suficiencia de muestreo para cada variable; los valores fuera de la diagonal son las correlaciones antiimagen o correlaciones parciales negativas (es de esperarse que, en la generalidad, los valores de la correlación antiimagen sean bajos como indicador de la fortaleza de la relación entre variables).

Tabla 3
Prueba de adecuación en el muestreo y prueba de esfericidad de Bartlett.

Pruebas	Niveles
MSA	0,5820
Prueba de Esfericidad de Bartlett	
Aprox. Chi-Cuadrada	254,7734
Grados de libertad	66,0000
Significaci n	0,0000

La medida de adecuación del muestreo para el conjunto total de variables se sitúa en un nivel adecuado y el contraste de Bartlett muestra que existen correlaciones no nulas.

varianza acumulada de 62.8074%. De esta forma solamente el criterio de raíz latente para la solución no rotada indica cuatro factores, por lo cual, teniendo en cuenta la varianza acumulada y el contraste de caída, así como los resultados de la solución rotada, se seleccionaron cinco factores. Al analizar las comunidades se observa que tuvieron un promedio de 62.8%, siendo el más alto el 75.6% para CRESINT y el más bajo del 47.8% para VCPP. (véanse tablas 4 y 5).

La matriz de componentes rotada, que presentamos en la tabla 6, señala las cargas factoriales más significativas en cada componente. El primer componente, denotado por F_1 , tiene como variables más importantes a VCIR y CTD, la producción junto con el nivel

VARIABLES ECONÓMICAS Y UN MODELO MULTIFACTORIAL...

Tabla 4

Matriz de componentes solución inicial, solución no rotada y solución rotada.

Componente	AUTOVALORES INICIALES			SOLUCIÓN NO ROTADA			SOLUCIÓN ROTADA		
	Total	% Variación	Var. Acum. %	Total	% Variación	Var. Acum. %	Total	% Variación	Var. Acum. %
1	2,1021	17,5173	17,5173	2,1021	17,5173	17,5173	1,9303	16,0862	16,0862
2	1,7463	14,5521	32,0695	1,7463	14,5521	32,0695	1,5559	12,9659	29,0522
3	1,4305	11,9205	43,9900	1,4305	11,9205	43,9900	1,5020	12,5168	41,5690
4	1,2919	10,7655	54,7555	1,2919	10,7655	54,7555	1,2808	10,6731	52,2421
5	0,9662	8,0519	62,8074	0,9662	8,0519	62,8074	1,2678	10,5653	62,8074
6	0,8561	7,1340	69,9414						
7	0,8068	6,7234	76,6649						
8	0,6969	5,8077	82,4726						
9	0,6295	5,2460	87,7186						
10	0,5944	4,9535	92,6721						
11	0,5012	4,1769	96,8490						
12	0,3781	3,1510	100,0000						

La columna Total muestra los autovalores de la matriz de correlación; igualmente, se observa la varianza explicada en cada uno de los factores de la solución rotada y no rotada y el porcentaje de varianza acumulada. De aquí es posible determinar el número de factores a extraer. Como se observa por el criterio de raíz latente, el número de factores a extraer en la solución no rotada es de cuatro y en la solución rotada es de cinco (se consideran los autovalores mayores a 1); sin embargo, considerando la varianza acumulada, en ambos casos, el número de factores a extraer es de cinco.

Tabla 5
Comunalidades.

	Inicial	Extracción
VCPP	1	0,478
CINPC	1	0,680
CIVFPI	1	0,559
CPIB	1	0,670
CPET	1	0,717
VTC	1	0,613
VCIR	1	0,748
VDEU	1	0,547
VCCAP	1	0,535
CRESINT	1	0,756
RM	1	0,660
CTD	1	0,574

La communalidad o varianza explicada de cada variable en promedio es 62% siendo la más baja la de VCPP y la más alta la de CRESINT.

de empleo y el circulante, siendo la *VCIR* la de mayor carga factorial. Este factor puede interpretarse como el asociado con el ciclo económico, toda vez que cuando aumenta la actividad económica también lo hace el circulante, debido al incremento en la demanda de saldos líquidos, en tanto que la tasa de desempleo disminuye (como lo sugiere el signo negativo con que aparece el *CTD* en la matriz de componentes).

Tabla 6
Matriz de componentes rotada.

FACTORES	F1	F2	F3	F4	F5
VCPP	-0,0748	0,4989	0,0747	-0,1143	-0,4532
CINPC	-0,0886	0,7443	-0,2241	0,1539	0,2095
CIVFPI	-0,2875	-0,1459	0,3046	0,4276	-0,4237
CPIB	0,7336	-0,1201	0,0361	0,3067	-0,1474
CPET	-0,0209	-0,0067	0,8403	0,0343	0,0955
VTC	0,1737	0,0583	0,7083	-0,2279	-0,1612
VCIR	0,8365	-0,0476	-0,0256	-0,2080	0,0410
VDEU	0,1258	0,3480	0,3123	-0,5591	-0,0050
VCCAP	0,0501	-0,7029	-0,1567	0,0020	0,1191
CRESINT	-0,0367	-0,0189	0,0365	-0,0013	0,8678
RM	0,0688	0,3097	-0,0662	0,7433	0,0492
CTD	-0,7357	0,0163	-0,1259	0,0745	-0,1039

Cada una de las columnas de la matriz representan los componentes o factores resultantes del ACP; en la celda de cada columna se observan las cargas factoriales de cada una de las variables en el factor.

El componente F_2 tiene a *VCPP*, *CINPC* y *VCCAP* como las variables de mayor carga, por lo que el factor recoge los efectos de las expectativas inflacionarias, como puede verse por los signos positivos de los cambios en el índice inflacionario (incluso *CINPC* es la de mayor carga factorial) y del costo de captación bancaria (tasa de interés pasiva) que aumentan con las expectativas de mayor inflación futura; los cambios en el saldo de la cuenta de capitales se relacionan de manera inversa con las expectativas inflacionarias, pues a mayor inflación esperada el flujo de capitales externos, sea en forma de IED o de inversión de cartera, disminuye debido a que se espera una mayor tasa de depreciación de la moneda local, en tanto que para muchos inversionistas locales se vuelven más atractivos los mercados extranjeros en que se espere una menor tasa de inflación.

El tercer componente, F_3 , tiene a *CPET* y *VTC* como las dos variables más importantes, donde los cambios en la cotización de la mezcla mexicana del petróleo, *CPET*, es la de mayor carga factorial. La cotización del petróleo es muy importante para la econo-

VARIABLES ECONÓMICAS Y UN MODELO MULTIFACTORIAL...

mía mexicana debido a que la factura petrolera constituye una parte importante de los ingresos públicos y porque también es una parte sustancial de las exportaciones mexicanas. Por su parte, la cotización de la divisa estadounidense es también de gran importancia, particularmente por su influencia en el intercambio comercial con el vecino país del norte que ha aumentado notablemente a partir de la firma del Tratado de Libre Comercio de Norteamérica con Estados Unidos y Canadá (aproximadamente el 90% del valor del comercio exterior mexicano corresponde a la balanza con Estados Unidos). De esta forma el factor puede recoger los efectos de las expectativas sobre el equilibrio/desequilibrio del sector externo de la economía mexicana.

En el componente F_4 las variables *CIVFPI*, *VDEU* y *RM* son las que más destacan, debido a que este factor captura el grado de confianza de los inversionistas, ya que el crecimiento de la producción industrial implica que hay optimismo y que aumenta la demanda de inversión privada generándose expectativas de crecimiento económico que se reflejan en la demanda de títulos en el mercado de capitales. Como puede verse, de las variables del comportamiento del mercado, *RM* es la de mayor carga factorial. Así mismo, el signo negativo que se observa en la variable de variaciones de la deuda pública es congruente con esta interpretación, pues a medida que cae el ritmo de endeudamiento público interno disminuye el efecto de desplazamiento (*crowding out*) de la inversión privada que, en el caso del endeudamiento externo supone una mayor cantidad de recursos disponibles en el futuro para sufragar el gasto público sin un déficit excesivo, es decir, con finanzas públicas equilibradas.

Por último, en el componente F_5 son significativos el crecimiento de las reservas internacionales –*CRESINT* con mayor carga factorial– y los cambios en el costo de captación bancaria, *VCCP*, lo que complica un poco la interpretación de este componente, pues *VCCP* también aparece como variable importante en F_2 , aunque ahora lo hace con signo negativo. No obstante, consideramos que F_2 puede interpretarse como representante de las expectativas cambiarias, pues el acervo de activos internacionales en poder de la autoridad monetaria es la base para mantener la estabilidad del tipo de cambio y su cuantía está relacionada directamente con la expansión del crédito interno y, por lo tanto, inversamente con la tasa de interés, ofreciendo una explicación congruente sobre el signo negativo de *VCCP*.

Se observa así que los factores de riesgo identificados concuerdan en lo general con lo ya establecido en diversas investigaciones realizadas en otros mercados mediante especificaciones multifactoriales o basadas en la APT, como son la inflación, el precio del petróleo, la producción, la confianza de los inversionistas y un indicador del comportamiento del mercado. Con el número de componentes principales que ponen de manifiesto cual es la dimensionalidad real del espacio de las variables y considerando que las variables altamente correlacionadas como elementos del mismo factor tienen perfiles similares, se decidió retener para la especificación del modelo de prueba sólo la variable de mayor carga factorial dentro de cada factor. Lo anterior es posible debido a que al analizar las cargas factoriales de cada variable dentro de cada uno de los compon-

nentes, no hay problemas para determinar cuál de ellas es la de mayor carga y porque al analizar la carga de la variable elegida en relación con la carga que ésta tiene en los demás factores no existe ambigüedad. Es decir, en nuestra solución no se presentan casos en que la variable que retenemos se repita como representativa de más de componente.

De esta forma, las variables seleccionadas son: *VCIR*, *CINPC*, *CPET*, *RM* y *CRESINT*. La selección de una muestra de variables de cada factor no significa que las otras variables del componente no sean importantes, pero su efecto ya ha sido representado por la muestra seleccionada¹³.

Considerando observaciones de datos en forma de series temporales y sustituyendo los factores con las variables seleccionadas, de acuerdo con el modelo lineal enunciado en (4) de la sección I, tenemos que para el rendimiento en exceso de la tasa libre de riesgo del activo *i* en el período *t*, resulta la ecuación:

$r_{it} - r_{ft} = \beta_0 + \beta_i CINPC_t + \beta_i CPET_t + \beta_i RMEX_t + \beta_i VCIR_t + \beta_i CRESINT_t + \varepsilon_t$ (5)

que es la ecuación que estimamos para verificar la relevancia de las variables seleccionadas en la explicación de los rendimientos de una muestra de activos mexicanos. Nótese que nuestra especificación incluye la estimación del intercepto, por lo que la restricción $\beta_0=0$ implica que sólo las variables seleccionadas son suficientes para dar cuenta de la parte sistemática de la ecuación (5).

III ANÁLISIS EMPÍRICO

Las 31 acciones de nuestra muestra son: *alfa A*, *apasco*, *ara*, *bimbo A*, *cemex CPO*, *cie b*, *comerci UBC*, *contal*, *desc B*, *elektra CPO*, *femsa UBD*, *gcarso A1*, *gcc B*, *geo B*, *gissa B*, *gmodelo C*, *gruma B*, *ica*, *ich B*, *kimber A*, *maseca B*, *pe&oles*, *pepsigx CPO*, *sanluis CPO*, *soriana B*, *tamsa*, *telecom A1*, *telmex L*, *tlevisa CPO*, *tvaztca*, y *vitro A*¹⁴. Los precios de cierre de fin de mes se obtuvieron mediante consulta directa del sistema del Centro de Información de la BMV¹⁵. En la tabla 7 se describen las características generales de los activos de la muestra.

A partir de las series de precios se obtuvieron los rendimientos de los activos. El rendimiento del activo *i* en el período *t* se calculó como $r_{it} = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100$. Las gráficas de

¹³ Véase: HAIR, J. F.; Jr., ANDERSON, R. E.; Tatham, R. L., y Black, W. C. (1999). *Op. cit.*, p. 85 y pp. 103-104.

¹⁴ Las acciones se seleccionaron de acuerdo con su bursatilidad media durante 1999 y 2000, siempre y que se contara con datos sobre su índice de bursatilidad para los 24 meses del periodo. Así, de 246 acciones que cotizaron en el período se encontró que sólo para 103 existía esa información, de las cuales se obtuvo su bursatilidad media ponderada, reteniéndose para el análisis sólo aquellas para las que dicho promedio las calificó como de alta bursatilidad.

¹⁵ Ajustamos las series por *splits*.

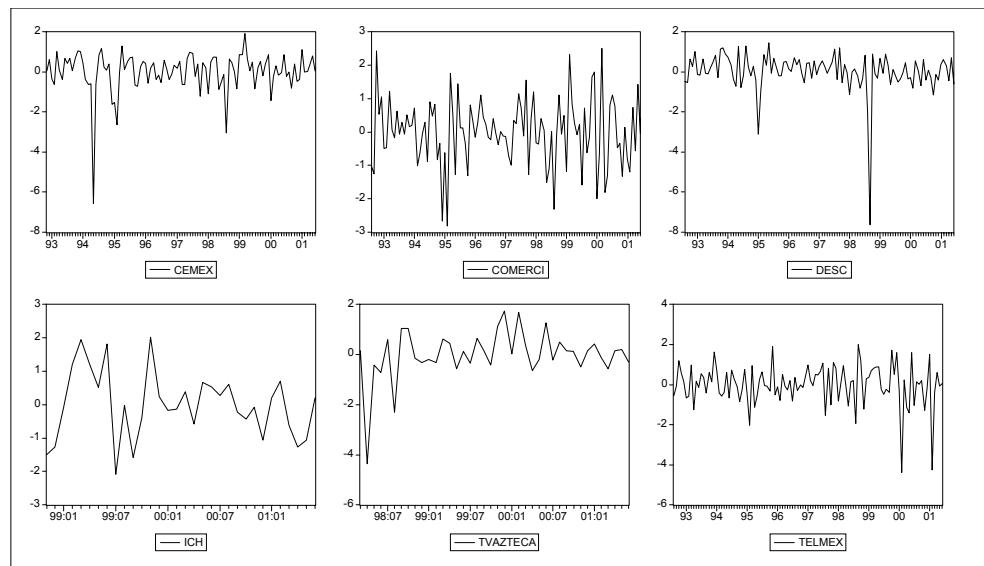
VARIABLES ECONÓMICAS Y UN MODELO MULTIFACTORIAL...

Tabla 7
Acciones consideradas en la muestra.

Acción	Serie	Período muestreado		Observaciones	Sector	Listada en Bolsa Desde
		De	A			
ALFA	A	Ene-92	Jul-01	115	Varios (controladoras)	Ago-78
APASCO	*	Abr-98	Jul-01	40	Industria de la construcción (cemento)	Oct-81
ARA	*	Sep-96	Jul-01	59	Industria de la construcción (vivienda)	Sep-96
BIMBO	A	Ene-92	Jul-01	115	Industria de la transformación (alimentos, bebidas y tabaco)	Feb-80
CEMEX	CPO	Abr-92	Jul-01	112	Industria de la construcción (cemento)	Ene-76
CIE	B	Dic-95	Jul-01	68	Varios (controladoras)	Dic-95
COMERCI	UBC	Ene-92	Jul-01	115	Comercio (casas comerciales)	Abr-91
CONTAL	*	Jun-92	Jul-01	110	Industria de la transformación (alimentos, bebidas y tabaco)	May-79
DESC	B	Ene-92	Jul-01	115	Varios (controladoras)	Ago-75
ELEKTRA	CPO	Jul-94	Jul-01	85	Comercio (casas comerciales)	Dic-91
FEMSA	UBD	Ene-92	Jul-01	115	Industria de la transformación (alimentos, bebidas y tabaco)	Sep-87
GCARSO	A1	Ene-92	Jul-01	115	Varios (controladoras)	Jun-90
GCC	B	Feb-92	Jul-01	114	Industria de la construcción (cemento)	Feb-92
GEO	B	Sep-94	Jul-01	83	Industria de la construcción (vivienda)	Jul-94
GISSA	B	Ene-92	Jul-01	115	Varios (controladoras)	Ago-76
GMODELO	C	Feb-94	Jul-01	90	Industria de la transformación (alimentos, bebidas y tabaco)	Feb-94
GRUMA	B	Abr-94	Jul-01	88	Industria de la transformación (alimentos, bebidas y tabaco)	Abr-91
ICA	*	Abr-92	Jul-01	112	Industria de la construcción (construcción)	Abr-92
ICH	B	Abr-98	Jul-01	40	Industria de la transformación (producción de metal)	Jul-62
KIMBER	A	Ene-92	Jul-01	115	Industria de la transformación (celulosa y papel)	Ago-61
MASECA	B	Ene-92	Jul-01	115	Industria de la transformación (alimentos, bebidas y tabaco)	Dic-84
PE&OLES	*	Ene-92	Jul-01	115	Industria extractiva	Sep-61
PEPSIGX	CPO	Mar-94	Jul-01	89	Industria de la transformación (alimentos, bebidas y tabaco)	Dic-91
SANLUIS	CPO	Mar-95	Jul-01	77	Varios (controladoras)	Oct-84
SORIANA	B	Ene-92	Jul-01	115	Comercio (casas comerciales)	Sep-87
TAMSA	*	Ene-92	Jul-01	115	Industria de la transformación (siderorgánica)	Nov-53
TELECOM	A	Jul-96	Jul-01	61	Comunicaciones y transportes (comunicaciones)	Jul-96
TELME	L	Ene-92	Jul-01	115	Comunicaciones y transportes (comunicaciones)	Feb-51
TLEVISA	CPO	Dic-93	Jul-01	92	Comunicaciones y transportes (comunicaciones)	Dic-91
TVAZTCA	CPO	Ago-97	Jul-01	48	Comunicaciones y transportes (comunicaciones)	Ago-97
VITRO	A	Abr-98	Jul-01	40	Industria de la transformación (minerales no metálicos)	Nov-94
Total de observaciones		2,903				

mayoría de los activos de nuestra muestra. En la figura 1 se presentan, como ejemplo, seis casos. Si interpretamos los rendimientos estandarizados como la prima por la volatilidad (riesgo), es evidente que éstas son cambiantes en el tiempo.

Figura 1
Rendimientos estandarizados (r_i/σ).



Como puede observarse, las gráficas muestran claramente que la volatilidad de los rendimientos no es constante en el tiempo.

Por otra parte, las distribuciones de probabilidades de los rendimientos de los activos en exceso de la tasa libre de riesgo, $r_{it} - r_{ft}$, muestran que el sesgo y la que exhiben no corresponden a una distribución normal (bajo la cual el sesgo debería ser nulo y la curtosis igual en valor a 3). Por tanto, se decidió efectuar la prueba del estadístico de Jarque y Bera, bajo la hipótesis nula de normalidad. Estas características y los resultados de la prueba de normalidad se muestran en la tabla 8, en la que se observa que sólo para *apasco*, *comerci*, *gruma*, *ich*, *peñoles*, *soriana* y *vitro*, no se pudo rechazar la hipótesis nula de normalidad. Por tal motivo, en la estimación de nuestro modelo se tienen que considerar tanto la volatilidad cambiante en el tiempo, como el hecho que los rendimientos de la mayor parte de los activos se apartan de una distribución normal (veáse tabla 8).

Consideraremos que el modelo EGARCH, de Nelson (1991), puede ser conveniente para capturar la heteroscedasticidad de las series mediante los efectos ARCH y GARCH, así como para acomodar en la volatilidad asimétrica el efecto del apalancamiento del

Tabla 8

Características estadísticas de los rendimientos en exceso de la tasa libre de riesgo ($r_{it} - r_{ft}$).

Acción	Media	Mediana	Desviación est. /Fidar	Sesgo/1	Curtosis/2	Jarque-Bera/3	Probabilidad/4
Alfa	-3,755	-1,855	16,966	-3,731	27,893	3208,039	<,01
Apasco	-1,339	-2,854	9,886	0,735	3,392	3,086	0,21
Ara	-2,642	-0,021	18,331	-3,746	22,690	1072,639	<,01
Bimbo	-2,646	-2,154	15,789	-4,565	37,347	5631,442	<,01
Cemex	-2,896	-0,856	16,346	-3,106	19,562	1355,898	<,01
CIE	-0,865	1,55	17,501	-2,215	10,309	182,641	<,01
Comerci	-2,308	-1,961	13,425	-0,167	3,523	1,715	0,424
Contal	-2,468	-1,652	16,572	-1,972	11,540	376,089	<,01
Desc	-3,813	-2,783	19,962	-4,446	33,750	4568,191	<,01
Elektra	-4,786	-2,592	32,529	-5,132	38,041	4277,624	<,01
Femsa	-1,822	-1,029	30,353	-3,176	40,574	6474,119	<,01
Gcarso	-2,571	-2,436	13,879	-1,196	6,264	72,991	<,01
Gcc	-2,015	-1,539	16,152	-1,967	13,575	562,344	<,01
Geo	-4,486	-3,413	17,293	-0,239	5,217	16,074	<,01
Gissa	-4,208	-1,626	24,870	-6,804	61,484	16075,08	<,01
Gmodelo	-4,673	-1,741	23,994	-4,903	29,256	2684,047	<,01
Gruma	-4,996	-4,635	11,338	0,072	3,224	0,238	0,888
Ica	-5,649	-4,595	23,079	-3,645	26,219	2492,682	<,01
Ich	-3,283	-3,791	8,701	0,031	2,636	0,181	0,913
Kimber	-2,937	-2,071	19,011	-6,444	57,667	14064,65	<,01
Maseca	-3,109	-3,069	13,601	-0,276	5,430	27,688	<,01
Pe&oles	-0,488	-1,084	11,801	-0,191	2,970	0,655	0,721
Pepsigx	-5,459	-4,307	17,571	-2,536	16,774	727,153	<,01
San Luis	-6,828	-3,746	27,724	-3,692	23,342	1346,498	<,01
Soriana	-0,643	-0,223	12,453	-0,155	3,541	1,739	0,4191
Tamsa	-1,195	-1,226	14,136	-0,755	6,603	68,076	<,01
Telecom	-2,556	-0,846	23,766	-3,877	23,485	1059,504	<,01
Televisa	-5,182	-2,696	26,177	-5,057	38,096	4669,294	<,01
Telmex	-2,292	-1,052	11,985	-1,362	7,561	125,83	<,01
Tvazteca	-8,602	-4,356	32,695	-2,001	10,355	116,862	<,01
Vitro	-3,950	-4,652	11,381	0,211	3,200	0,292	0,864

/1 Bajo la distribución normal su valor debe ser igual a 0.

/2 Bajo la distribución normal su valor debe ser igual a 3.

/3 Se refiere al estadístico de Jarque y Bera para probar H_0 : normalidad.

/4 Se refiere a la probabilidad de equivocarse si se rechaza la nula (error de tipo I).

emisor¹⁶. De forma particular, siguiendo el principio de parametrización escueta (parsimonia), se selecciona una especificación EGARCH-X (1,1) según la cual se puede modelar la varianza del término de perturbación aleatoria condicional a las noticias y volatilidad del período previo como:

$$\log(\sigma_{\varepsilon_{i,t}}^2) = \omega_i + \varphi_i \log(\sigma_{\varepsilon_{i,t-1}}^2) + \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{i,t-1}}{\sigma_{i,t-1}^2} \right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} + \gamma_i \frac{\varepsilon_{i,t-1}}{\sigma_{i,t-1}} + \sum_{k=1}^K \lambda_{ik} F_k \quad (6)$$

donde $\varepsilon_{i,t-1}$ es el *shock* correspondiente al período previo y $\sigma_{i,t-1}^2$ es la varianza (volatilidad) pronosticada para dicho período. El coeficiente α captura el efecto ARCH, en tanto que φ y γ , respectivamente, los efectos GARCH y de apalancamiento. El término con el operador de suma se introduce para capturar los efectos que tiene el comportamiento de las variables macroeconómicas en el riesgo no sistemático. Nótese que $\gamma \neq 0$ implica que existe el efecto de asimetría sobre la volatilidad y, en lo particular, captura el llamado efecto sobre el apalancamiento de la empresa cuando $\gamma < 0$. Al igual que en un modelo GARCH(1,1), $\alpha + \varphi \leq 1$ implica que en la varianza condicionada se encuentra un efecto persistente ante un *shock*, es decir, que se recuerda “siempre” (memoria infinita), en tanto que cuando $\alpha + \varphi < 1$ se desvanece.

Además de las hipótesis respecto a la significancia de los coeficientes de nuestra ecuación (5), al modelar conjuntamente la volatilidad se pueden someter a prueba empírica las hipótesis: i) $\lambda_{ik} = 0$, la volatilidad condicionada del activo i no está relacionada con el factor k ; ii) $\alpha_i + \varphi_i \geq 1$, en la volatilidad del activo i hay memoria infinita; iii) $\gamma_i < 0$, no existen efectos asimétricos; y iv) de no cumplirse iii), y si $\gamma_i < 0$, existe el efecto de apalancamiento. Es decir, mediante esta estructura con la que se propone modelar las características de heteroscedasticidad observadas en las distribuciones de los rendimientos, se pueden capturar los efectos que tienen sobre la volatilidad presente las noticias (“sorpresas”) sobre las variables económicas que se han propuesto como factores de riesgo y la volatilidad pasada.

Se procedió a estimar las ecuaciones del rendimiento esperado conforme se especifica en (5), modelando conjuntamente la volatilidad de acuerdo con la especificación (6), mediante el método de máxima verosimilitud¹⁷, con los datos disponibles para las acciones y las variables económicas hasta julio de 2001. Se empleó la matriz robusta de covarianzas, propuesta por Bollerslev y Wooldridge, para obtener errores estándar no

¹⁶ Como es sabido, Fisher Black propuso que la asimetría en la volatilidad puede producirse debido a que las noticias que llegan al mercado pueden tener efectos diferenciados sobre la volatilidad de los rendimientos, dependiendo de si son “buenas” o “malas”.

¹⁷ La opción de estimación por máxima verosimilitud es preferible a la de mínimos cuadrados, pues con éstos se obtienen estimadores inefficientes en presencia de heteroscedasticidad. Incluso a pesar de que el método máximoverosímil se basa en el supuesto de normalidad en los términos de perturbación, cuando la distribución es diferente se obtienen estimaciones de cuasimáxima verosimilitud.

VARIABLES ECONÓMICAS Y UN MODELO MULTIFACTORIAL...

sesgados y lograr estimaciones eficientes de los parámetros. Se observó que no todos los coeficientes resultaban significativos en las ecuaciones resultantes, razón por la cual se llevó a cabo la prueba de Wald bajo la hipótesis nula de que los coeficientes que aparecían como no significativos son iguales a cero, y se procedió a retirar de la ecuación aquellos coeficientes para los que no se pudo rechazar la hipótesis de no significancia. En la tabla 9 se presentan los resultados de los ajustes finales que se obtuvieron.

De la tabla 9 se desprende que el grado de confianza de los inversionistas, o sentimiento del mercado, es el factor más relevante. De hecho, los coeficientes asociados a la variable RMEXC, mediante la cual se representó dicho factor, resultaron significativos en todas las ecuaciones, incluso al 1%, salvo en el caso de *GModelo* en el que se alcanzó un nivel de significancia de 3,47%. Las expectativas inflacionarias, representadas por la variable CINPC, contribuyeron a explicar los rendimientos de 29 de los activos, siendo la excepción únicamente *gcc B* y *gissa B*. Cabe mencionar que en los casos de *Bimbo A*, *Gcarso A1* y *Soriana B* el coeficiente sólo fue significativo al 10%. Respecto al factor de expectativas cambiarias, se encontró que es pertinente para explicar los rendimientos de 24 de los activos de la muestra. Por su parte, las variables VCIR y CPET, que capturan los efectos del nivel de actividad económica y de las expectativas del equilibrio externo, resultaron menos significativas, pues la primera sólo contribuyó a explicar los rendimientos de 22 activos, en tanto que la segunda únicamente de 15.

Cabe destacar que en las ecuaciones de *comerci UBC*, *contal*, *elektra CPO*, *pe&oles*, *vitro A*, *pepsigx CPO* y *telmex L* resultaron significativos conjuntamente todos los factores, en tanto que en el caso de *soriana B* sólo se encontró evidencia sobre la relevancia del sentimiento de mercado y de las expectativas inflacionarias, aunque en éstas últimas la significancia es casi del 10%. Para las demás ecuaciones sólo se obtuvo evidencia de que tres o cuatro factores son relevantes, por lo que parece haber algún soporte para sostener que los rendimientos accionarios del mercado mexicano pueden explicarse a partir de unas cuantas fuentes de riesgo, como lo sugieren quienes proponen la APT como una teoría válida para explicar los rendimientos accionarios. Sin embargo, es de notarse que en diez de las ecuaciones estimadas se encontró que el intercepto es significativo, ?, 0, lo que implica que el rendimiento de dichos activos no está explicado únicamente por los factores de riesgo que se han propuesto. Así, resulta que nos encontramos con el mismo obstáculo que otros investigadores han enfrentado, pues nuestros resultados parecen consistentes con otros hallazgos, pero no podemos resolver de manera indubitable cuáles son los factores que determinan la relación riesgo-rendimiento en tanto no conocemos los factores que están capturados por los interceptos significativos.

Según los resultados que se presentan en la tabla 10, con excepción de la acción de *geo B*, se encontró evidencia de que al menos uno de los factores contribuye a explicar la volatilidad (ecuación de la varianza de los términos estocásticos) y, por ende, el impacto de las variables económicas propuestas en el rendimiento esperado de los activos. Destacan los casos de las acciones de *cemex CPO*, *elektra CPO* y *telmex L*, en las que se encontró que los cinco factores de riesgo sistemático también contribuyen a la explicación de la volatilidad de sus rendimientos. Esta evidencia indica, entonces, que las noticias

Tabla 9

Resultados finales de las regresiones.

$$R_{it} - r_{fi} = \beta_0 + \beta_{i,CINPC} CINPC_t + \beta_{i,CPET} CPET_t + \beta_{i,RMEX} RMEX + \beta_{i,VCIR} VCIR + \beta_{i,CRESINT} CRESINT$$

Acci n	β_o	β_{CINPC}	β_{CPET}	β_{RMEX}	β_{VCIR}	$\beta_{CRESINT}$	Log likelihood	DW/1	CIA/2	CBS/3
Alfa A	ns	0,4613	0,1769	0,8703	ns	-0,2294	-432,8958	2,0022	7,7526	7,9686
Apasco	ns	-2,1874	-0,5218	0,754	-0,3855	ns	-130,1760	2,1253	7,2911	7,8029
Ara	1,6698	-5,0297	ns	0,9214	0,1015	0,7847	-205,6993	1,8098	7,5069	7,9332
Bimbo A	ns	-0,8096	ns	0,5582	0,2254	ns	-423,0047	1,9028	7,5966	7,8366
Cemex CPO	ns	-0,7564	-0,1845	1,064	-0,2272	ns	-379,6158	1,9382	7,0742	7,3915
Cie b	ns	1,8575	ns	0,5959	0,3208	-0,8896	-243,2030	1,8508	7,5881	7,9501
Comerci UBC	ns	-0,6448	-0,1984	0,9378	0,1197	-0,0958	-387,5428	2,1265	7,0095	7,2975
Contal	ns	-0,5315	-0,274	0,623	-0,0926	-0,221	-397,7843	2,0397	7,5373	7,8583
Desc B	ns	-0,8482	ns	1,0267	-0,1726	0,1285	-413,6642	2,0433	7,4327	7,6727
Elektra CPO	ns	-1,03	0,0788	1,1638	0,3399	-0,1268	-332,3514	1,9791	8,2465	8,6516
Femsa UBD	-3,0126	2,4171	-0,0463	0,9433	ns	-0,1163	-421,7869	1,9158	7,5928	7,8568
Gearso A1	-2,7605	0,7296	ns	1,228	-0,1131	-0,1114	-401,0941	2,1990	7,2297	7,4937
Gcc B	-1,8589	ns	ns	1,0581	0,1566	-0,4992	-372,9360	1,9598	7,2063	7,4325
Geo B	ns	-2,3178	ns	0,7393	ns	0,223	-308,8025	2,0291	7,7976	8,0045
Gissa B	-2,9933	ns	ns	0,7933	-0,4316	0,1723	-449,2071	2,2770	8,0563	8,2963
Gmodelo C	-4,4553	1,6652	0,3451	0,2126	0,6496	ns	-332,3326	2,2335	7,7378	8,0734
Gruma B	ns	-1,7419	-0,2032	0,3008	ns	ns	-300,8770	1,6869	7,7469	8,0149
Ica	ns	-1,5206	ns	1,1523	-0,3614	-0,155	-435,0046	1,8216	8,2779	8,5759
Ich B	3,0751	-7,2091	ns	0,5512	-0,1233	-0,9082	-101,1175	1,5271	7,0073	7,5112
Kimber A	ns	-1,5389	-0,4316	0,5753	ns	-0,0303	-408,2585	1,8751	7,8366	8,1114
Maseca B	ns	-1,3003	ns	0,7262	ns	-0,0938	-432,1284	1,8297	7,7040	7,8720
Peaoles	ns	-0,8096	0,2013	0,6102	-0,2156	-0,054	-390,1888	1,7844	7,5175	7,8173
Pepsigx CPO	-5,5182	-0,4374	-0,1876	0,3843	-0,185	-0,3001	-332,7960	2,0057	7,8135	8,1232
San Luis CPO	ns	-1,7492	ns	0,8728	0,5715	-0,8589	-308,7050	2,3431	8,4133	8,7506
Soriana B	ns	-0,5234	ns	1,0281	ns	ns	-374,6951	2,2072	7,1345	7,3093
Tamsa	-3,5742	1,1975	0,2769	0,6224	ns	0,3051	-395,6308	2,2217	7,6006	7,8754
Telecom A1	2,0758	-2,2139	ns	1,278	ns	0,7728	-208,8780	2,0342	7,3293	7,7132
Televisa	ns	-1,1069	ns	1,3394	-0,2188	0,1069	-329,2569	1,7884	7,4562	7,7321
Telmex L	1,8844	-2,4992	0,0247	0,9822	0,0515	0,1093	-360,4501	2,0208	6,5868	6,9469
Tvaztca CPO	ns	-3,4232	0,3593	1,5212	-0,5015	ns	-188,6217	1,8767	8,4520	8,8456
Vitro A	ns	-5,8048	0,0993	0,9383	0,093	-1,3641	-128,4023	2,1213	7,1488	7,6180

1/DW = Estadístico de Durbin y Watson, según el cual se puede probar la autocorrelación serial (primer orden). Como puede verse, no existe en ninguna de las regresiones reportadas, por lo que no hay problema para realizar la inferencia respecto a la significatividad de los factores.

2/CIA = Criterio de Información de Akaike sobre el ajuste de la regresión.

3/CBS = Criterio Bayesiano de Schwarz sobre el ajuste de la regresión.

ns = no significativo al 10%. Se verificó la no significatividad mediante la prueba de restricciones de Wald, retirando de la especificación los no significativos.

VARIABLES ECONÓMICAS Y UN MODELO MULTIFACTORIAL...

económicas también son valoradas en el mercado accionario mexicano, por lo que pueden contribuir a explicar el comportamiento de los rendimientos que ofrecen los instrumentos que se negocian en dicho mercado. Así mismo, también se evidencia que existe la posibilidad de pronosticar la volatilidad futura utilizando también variables económicas observables.

Tabla 10
Estimación de la ecuación de la varianza condicionada.

ACCI N	$\lambda_i CINPC$	$\lambda_i CPET$	$\lambda_i RMEXC$	$\lambda_i VCIR$	$\lambda_i CRESINT$	α	φ	γ
Alfa A	-0,0988395	*	*	*	0,036646	1,481788	*	1,237452
Apasco	0,635042	*	-0,021069	0,036763	-0,221895	-2,091005	0,245395	-0,542351
Ara	-0,976678	*	0,02599	*	-0,268467	1,23449	-0,649229	-0,049844
Bimbo A	*	-0,031527	0,057636	-0,04384	*	-0,08809	-0,213826	-0,836805
Cemex CPO	0,199568	0,028798	-0,02521	0,079339	-0,055716	-1,000383	0,678946	-0,249705
Cie B	0,925877	0,056048	-0,129648	-0,053539	*	-2,401178	*	-0,81439
Comerci UBC	*	0,027544	*	-0,024774	-0,013959	1,193183	-0,554039	-0,244376
Contal	-0,136908	0,040405	0,036165	0,032147	*	-1,474539	0,438166	-0,492831
Desc B	*	-0,035444	0,032734	*	*	0,471211	-0,874539	-0,222222
Elektra CPO	0,484595	0,043245	-0,064691	0,090381	0,044889	-2,197971	0,153124	-0,012091
Femsa UBD	*	-0,02326	-0,090258	*	*	-2,037042	-0,392284	-1,035394
Gcarso A1	*	0,088044	0,035818	*	*	-1,14616	0,484908	-0,769077
Gcc B	*	*	*	*	-0,021723	-0,304045	0,922454	-0,14289
Geo B	*	*	*	*	*	-637988	0,865335	-0,444186
Gissa B	-0,314735	*	*	0,029941	*	-0,175805	-0,408806	-1,311841
Gmodelo C	*	*	0,066523	0,037148	0,112642	0,619765	0,431867	0,427591
Gruma B	-0,172281	*	*	-0,05682	*	0,16014	0,395238	-0,05366
Ica	*	0,032457	0,134966	-0,056492	-0,033365	0,011558	0,605638	0,400582
Ich B	*	0,071498	*	-0,149002	*	0,551716	0,312131	-0,529989
Kimber A	0,519403	*	*	0,075542	-0,095188	-2,041137	0,254346	-1,644276
ACCI N	CINPC	CPET	RMEXC	VCIR	CRESINT	α	φ	γ
Maseca B	-0,204849	*	*	*	*	0,338505	*	-0,28636
Peaoles	-1,162174	*	*	*	-0,044211	0,154704	-0,488353	-0,067839
Pepsigx CPO	*	*	*	-0,037294	*	-1,97848	0,252564	0,442172
San Luis CPO	-1,076237	0,056482	*	*	0,068655	1,077789	-0,243134	0,735728
Soriania B	*	*	*	*	0,010918	-0,147499	-0,761752	-0,19332
Tamsa	-0,18212	*	*	*	-0,038919	0,421032	0,366151	-0,360288
Telecom A1	*	-0,086137	*	-0,085756	0,242629	0,810312	-0,410186	0,241546
Televisa	*	0,03322	*	0,029257	*	0,918905	0,191467	-1,04848
Telmex L	-0,32783	0,052921	-0,021579	-0,026104	-0,017919	-1,721909	0,183612	1,144767
Tvaztca CPO	*	*	*	0,118739	0,393264	-2,866056	-0,086581	-2,285763
Vitro A	-0,39257	*	*	-0,185551	*	-2,175588	0,342733	-0,592059

*No significativos al 10%.

Al observar conjuntamente las ecuaciones del rendimiento esperado y de la volatilidad de los activos, en 20 de ellos resultan significativa las cinco variables que representan nuestros factores de riesgo sistemático. Las excepciones son *alfa A*, *ara*, *bimbo A*, *femsa UBD*, *gissa B*, *gruma B* y *tamsa*, en las que sólo cuatro factores contribuyen a explicar la volatilidad observada, así como *gcc B*, *geo B*, *maseca B* y *soriana B* que exhiben sensibilidad sólo a tres factores. De los factores propuestos, cabe mencionar que *CPET* y *VCIR* no estuvieron presentes en seis de los casos, *CRESINT* en 2 y *CINPC* sólo en uno. Se desprende entonces que las variables propuestas en este estudio son relevantes para analizar los activos mexicanos.

De acuerdo con los resultados que presentamos en la tabla 10, también se detectaron casos de activos cuya volatilidad exhibe memoria infinita, es decir, que los *shocks* que afectan la volatilidad de los activos tienden a desvanecerse lentamente con el transcurso del tiempo. En relación con el coeficiente de asimetría de la volatilidad, que captura el efecto diferenciado entre noticias “buenas” y “malas”, se encontró evidencia de su significancia en 21 activos de la muestra, es decir, que la evidencia sugiere que la volatilidad de esos activos es mayor cuando la “noticia” es mala que cuando es “buena”, aunque la magnitud de la “sorpresa” sea igual en valor relativo. Cabe mencionar que en uno de los diez casos restantes, el de *gcc B*, se rechazó la relevancia del coeficiente de asimetría de manera sólo marginal, pues el valor *p* que alcanzó la prueba fue de 10.95%. También cabe destacar que el signo del coeficiente en ocho de las diez ecuaciones en que no se encontró evidencia de asimetría en la volatilidad, es consistente con el que corresponde al caso de la existencia del efecto en el apalancamiento ($\gamma < 0$). Tenemos entonces que nuestra evidencia sugiere que para conocer mejor el riesgo de los activos es menester estudiar con más detalle las características de la volatilidad de los activos.

CONCLUSIONES

En este documento revisamos los cimientos de la explicación que ofrece la teoría del mercado de capitales sobre el rendimiento de los activos. Debido a que en el estado actual de dicha teoría no existe una formulación explícita sobre cuáles son los factores de riesgo que determinan ese rendimiento, llevamos a cabo el análisis de componentes principales (APC) de la estructura de correlaciones de trece variables económicas sugeridas por la revisión de estudios empíricos en diversos países y por su importancia en la política económica mexicana.

Se encontró que cinco de esos factores podían explicar las relaciones observables entre las variables económicas analizadas, asociándose dichos factores al nivel de actividad económica, al grado de confianza o sentimiento de mercado y a las expectativas inflacionarias, cambiarias y de equilibrio del sector externo. Seleccionamos la variable con mayor carga factorial en un factor para que lo representase en una especificación lineal para explicar los rendimientos de 31 activos mexicanos, en exceso de la tasa libre de riesgo, resultando una especificación con cinco variables explicativas.

VARIABLES ECONÓMICAS Y UN MODELO MULTIFACTORIAL...

Al analizar las distribuciones de probabilidades de las series de rendimientos de los activos bajo estudio, se encontró que se apartaban de la normalidad, contrario a lo deseable para una especificación lineal, y que exhibían una volatilidad cambiante en el tiempo. Por lo tanto, se estimó conjuntamente la ecuación de los rendimientos del activo y un modelo EGARCH-X(1,1) de volatilidad cambiante condicionada a los valores en el período previo de los términos de perturbación aleatoria de la ecuación de rendimientos y de la volatilidad.

Nuestros resultados sugieren que el factor más importante para explicar los rendimientos es la confianza que experimentan los inversionistas, pues en todos los casos se evidenció sensibilidad hacia dicho factor, en tanto que el equilibrio del sector externo parece ser el menos importante, ya que en sólo 15 de los casos se observó relevancia estadística, razón por la cual podemos considerar que estos resultados son consistentes con otros hallazgos y sugieren que con pocos factores se puede comprender la estructura del riesgo y rendimiento de los activos. Sin embargo, también se halló la posibilidad de que puede haber más factores de riesgo que los que se evidenciaron mediante nuestro análisis, razón por la cual debemos investigar cuál o cuáles son los riesgos no explicados.

La evidencia recabada respecto al comportamiento de la volatilidad de los activos sugiere que las noticias económicas también impactan la volatilidad, mostrando que es posible hallar efectos más pronunciados con las noticias malas que con las buenas y, por tanto, constituyendo evidencia sobre el efecto apalancamiento. Además, se observó que la volatilidad de algunos de los activos estudiados tiende a persistir en el tiempo, es decir, obedece a procesos no estacionarios que requieren modelarse de manera adecuada.

Es conveniente destacar que respecto a la volatilidad de los activos se requiere mayor estudio, pues los resultados que se muestran en este reporte son tan sólo indicativos, ya que la selección de rezagos iguales en el modelo de varianza condicionada para todos los activos no parece ser la mejor estrategia para explicar la volatilidad. Una mejor opción sería ajustar la volatilidad de cada activo con un modelo particular de volatilidad cambiante, pudiendo proceder mediante el enfoque que sugiere la metodología de lo general a lo particular propuesta por Hendry. Es decir, según la cual se iniciaría considerando el mayor número de rezagos posibles y ajustando el modelo de acuerdo con las pruebas estadísticas pertinentes. Naturalmente, es de vital importancia motivar ese trabajo con un sólido fundamento teórico, lo que resulta más difícil aún dado que la teoría actual no indica cuáles factores de riesgo, y no otros, son los relevantes.

Referencias

- ÁLVAREZ, R. C. (1995). *Estadística Multivariante y No Paramétrica con SPSS*, Díaz de Santos, España.
- BAILEY, W. and CHUNG, Y. P. (1995). "Exchange Rate Fluctuations, Political Risk, and Stock Returns: Some Evidence from an Emerging Market", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 30, No. 4, diciembre, 541-561.

FRANCISCO LÓPEZ HERRERA - FRANCISCO JAVIER VÁZQUEZ TÉLLEZ

- BANCO DE MÉXICO, *Carpeta Electrónica*, diversos números, México.
- BOLSA MEXICANA DE VALORES, S.A. de C.V., *Indicadores Bursátiles*, diversos números, México.
- CAMPBELL John Y., LO Andrew W. y MACKINLAY Craig A. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton, Nueva Jersey.
- FAMA Eugene F. y FRENCH Kenneth (1993). "Common Risk Factors in the Returns of Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56
- HAIR, J. F., Jr.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L., y BLACK, W. C. (1999). *Análisis Multivariante*, Quinta edición, Prentice Hall, Madrid, España.
- HENDRY, D. F. 1995. *Dynamic Econometric*, Oxford, University Press
- INEGI, *Avance de Información Económica*, diversos números, México.
- INEGI, *Indicadores de Empleo y Desempleo*, diversos números, México.
- JOHNSON Dallas E. (1998). *Métodos Multivariados Aplicados al Análisis de Datos*, Thompson, México.
- LINTNER, J. (1965). "Security Prices, Risk and Maximal Gains From Diversification", *Journal of Finance*, diciembre, 587-615.
- LO Andrew W. y MACKINLAY Craig A. (1999). *A Non-Random Walk Down Wall Street*, Princeton University Press, Princeton, Nueva Jersey.
- MARKOWTIZ Harry M. (1952), "Portfolio selection", *Journal of Finance*, 12, 77-91.
- MENDENHALL, W.; SCHEAFFER, R. L.; WACKERLY, D. D. (1986). *Estadística Matemática con Aplicaciones*, Grupo Editorial Iberoamérica, México.
- MERTON Robert C. (1973). "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", *Econométrica*, 41, 867-887.
- NELSON Daniel B. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: a new approach", *Econométrica*, 59, N° 2, marzo, 347-370.
- PATTERSON Kerry (2000). *An Introduction to Applied Econometrics, a time series approach*, MacMillan, Chippenham, Wiltshire, Gran Bretaña.
- ROLL Richard y ROSS Stephen A. (1980). "An empirical investigation of the arbitrage pricing theory", *Journal of Finance*, 35, 1073-1103.
- ROLL Richard, (1977). "A Critique of the Asset Pricing Theory,s Tests; Part I: on past and potential testability of the theory", *Journal of Financial Economics*, 4, 129-176.

VARIABLES ECONÓMICAS Y UN MODELO MULTIFACTORIAL...

ROSS, S. A. (1976). "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, 13, 341-360.

SHARPE, William F. (1963). "A Simplified Model for Portfolio Analysis", *Management Science*, enero, 277-293.

SHARPE, William F. (1964). "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, septiembre, pp. 425-442.

SHARPE, William F. (1970). *Portfolio Theory and Capital Markets*, McGraw-Hill, Nueva York.

Francisco López Herrera tiene una Licenciatura en Administración y una Maestría en Finanzas de la Facultad de Contaduría y Administración, de la UNAM. Es doctorante en Economía de la Facultad de Economía de la UNAM e investigador de la División de Investigación de la Facultad de Contaduría y Administración de la UNAM. Sus temas de interés académico son la teoría del mercado de capitales, y teoría de la cartera.

Francisco Javier Vázquez Téllez es actuaria de ENEP Acatlán, UNAM. Tiene una Maestría en Finanzas, de la Facultad de Contaduría y Administración de la UNAM. Participa actualmente en el desarrollo de modelos estadísticos en la iniciativa privada, y se interesa por la teoría de la cartera y teoría del riesgo.