



UNIVERSIDAD DE CÓRDOBA

**Facultad de Derecho y Ciencias Económicas y Empresariales**

Dpto. Estadística, Econometría, I.O., Org. De Empresas y Ec. Aplicada

TESIS DOCTORAL

**Rentabilidad, Riesgo y Eficiencia de los Mercados  
Bursátiles Estadounidense, Español, Mexicano y  
Venezolano**

**(Periodo 2000-2009)**

Directores:

Dra. M<sup>a</sup> Genoveva Millán Vázquez de la Torre

Dr. José María Caridad y Ocerin

Doctorando:

Neida Coromoto Albornoz Arias

Córdoba, Noviembre de 2014

TITULO: *Rentabilidad, riesgo y eficiencia de los mercados bursátiles estadounidenses, español, mexicano y venezolano*

AUTOR: *Neida Coromoto Albornoz Arias*

---

© Edita: UCOPress. 2016  
Campus de Rabanales  
Ctra. Nacional IV, Km. 396 A  
14071 Córdoba

[www.uco.es/publicaciones](http://www.uco.es/publicaciones)  
[publicaciones@uco.es](mailto:publicaciones@uco.es)

---



**TÍTULO DE LA TESIS:**

**Rentabilidad, Riesgo y Eficiencia de los Mercados Bursátiles Estadounidense, Español, Mexicano y Venezolano**

**DOCTORANDO/A:**

**Neida Coromoto Albornoz Arias**

**INFORME RAZONADO DEL/DE LOS DIRECTOR/ES DE LA TESIS**

(se hará mención a la evolución y desarrollo de la tesis, así como a trabajos y publicaciones derivados de la misma).

Los mercados financieros son esenciales para comprender la situación financiera de una economía. Su propósito es poner en contacto oferentes y demandantes de activos financieros y establecer los precios justos de los mismos. Para que estos mercados realmente contribuyan con el crecimiento económico de un país, dependerá de su capacidad y eficiencia. En el incremento en el movimiento de las inversiones en los mercados emergentes, se le está dando bastante importancia al análisis de la rentabilidad y riesgo de las acciones, así como a la comprensión de la eficiencia del mercado en los mismos. El alcance del presente estudio ha sido analizar la rentabilidad, riesgo y la eficiencia en los mercados: estadounidense y español (mercados desarrollados) y venezolano y mejicano (mercados emergentes); durante el periodo 2000-2009. Se consideran precios de cierre mensuales de títulos e índices bursátiles más representativos de estos mercados. Se han analizado los **principales hitos en las economías** durante el período 2000-2009. Se evidencia que ocurrieron sucesos que afectaron a la mayoría de bolsas de valores en el mundo, en algunos casos de manera instantánea y en otros, se dio el efecto contagio de las crisis, meses después. Estos fenómenos se han explicado por la relación e interconexión electrónica de los mercados desarrollados en los distintos capítulos de esta tesis.

**Publicaciones**

Eficiencia débil en los mercados de valores de Brasil, México, Malasia, India, China y Corea del Sur (2000-2009). *Evaluación & Investigación* (ULA – Venezuela), 2014. 9(1), pp 1-15

Hipótesis de la Eficiencia de los Mercados en su forma débil en los mercados de valores de España, Venezuela, Colombia, Brasil, Chile, Argentina, Perú y Méjico (2004-2014). *INNOVAR*. Pte de aceptación para publicación. Revista JCR

Eficiencia semi fuerte en los mercados de valores de Estados Unidos, España y Méjico (2000-2009). *Contaduría y Administración. En proceso de evaluación. 2014*

### **Participación en Congresos**

Título del trabajo: Ponente en la VII Semana Internacional de Administración, Contabilidad y Auditoría 2014. Ponencia: Uso del coeficiente beta como herramienta para la toma de decisiones.

Fecha: Abril de 2014. Ciudad y país: Quito Ecuador.

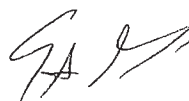
Ttulo del trabajo: Ponente en la VII Semana Internacional de Administración, Contabilidad y Auditoría 2014. Ponencia: Ley Orgánica de Precios Justos

Fecha: Abril de 2014. Ciudad y país: Quito Ecuador.

Por todo ello, se autoriza la presentación de la tesis doctoral.

Córdoba, 30 de Noviembre de 2014

Firma del/de los director/es



Fdo.: Jose Mº Caridad Y Ocerín Fdo.: Mª Genoveva Millán Vázquez de la Torre

# **Rentabilidad, Riesgo y Eficiencia de los Mercados Bursátiles Estadounidense, Español, Mexicano y Venezolano**

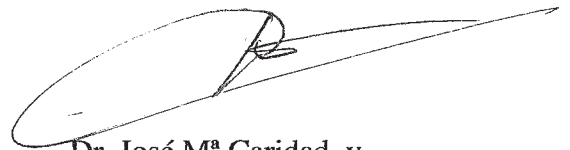
(Período 2000-2009)

Tesis doctoral presentada por Neida Coromoto Albornoz Arias, en satisfacción de los requisitos necesarios para optar al grado de Doctor con Mención Internacional por la Universidad de Córdoba. Dirigida por la Profa. Dra. M<sup>a</sup> Geneveva Millán Vázquez de la Torre de la Universidad Loyola Andalucía y el Prof. Dr. José M<sup>a</sup> Caridad de la Universidad de Córdoba.

## **LOS DIRECTORES**



Dra. M<sup>a</sup> Geneveva Millán  
Vázquez de la Torre



Dr. José M<sup>a</sup> Caridad y  
Ocerín

## **DOCTORANDA**

Neida Coromoto Albornoz Arias

## **Agradecimientos**

Son bastantes las personas e instituciones a las cuales deseo manifestar mi gratitud y estima.

A mis directores Dra. Genoveva Millán Vázquez de la Torre y Dr. José M<sup>a</sup> Caridad y Ocerin por la confianza y ayuda recibida durante la realización de este trabajo.

A la Universidad de Córdoba y Universidad Católica del Táchira, instituciones que me han facilitado y permitido este logro. Al Proyecto Universidades Estratégicas del Programa ALFA III, a su coordinador Germán Gallego, por el apoyo recibido.

A quienes me han formado, apoyado y motivado en el quehacer académico, Dr. José del Rey Fajardo SJ, Dr. Arturo Sosa Abascal SJ, Dr. Luis Enrique Largo, Dr. Yovani Castro, Dra. Betty Mora Pernía, Dr. Sebastián Iruretagoyena Celaya (†).

A mis amigos Carmen Vivas, Marisol Sánchez, Rina Mazuera, Soveida Niño, Carolina Montilva, María Verónica Cote Mora, Isidro Nuñez y todas aquellas personas y demás amigos que de cualquier manera contribuyeron con esta meta.

A mi familia que me quieren, apoyan y confían en mí, en especial Hilda, Luis Antonio y Miguel Ángel.



Dedico este trabajo  
a mi Madre †: una gran mujer.

*Sapientia Auro Melior Est,*  
*Lema de la Universidad Católica del Táchira*





## Índice general

ÍNDICE DE TABLAS.....	10
ÍNDICE DE GRÁFICOS .....	12
INTRODUCCIÓN .....	14
<b>CAPÍTULO I. ASPECTOS GENERALES DE LA INVESTIGACIÓN .....</b>	<b>18</b>
1.1 Objeto de estudio.....	18
1.2 Importancia .....	19
1.3 Datos utilizados .....	21
1.4 Metodología empleada en el estudio empírico.....	22
1.5 Estructura del trabajo .....	24
<b>CAPÍTULO II. RENTABILIDAD, RIESGO Y EFICIENCIA DEL MERCADO, ENFOQUE TEÓRICO.....</b>	<b>25</b>
<b>2.1. Rentabilidad .....</b>	<b>25</b>
2.1.1 Rentabilidad <i>a posteriori</i> .....	26
2.1.2 Rentabilidad <i>a priori</i> .....	28
<b>2.2. Riesgo .....</b>	<b>29</b>
2.2.1 Noción de riesgo.....	30
2.2.2 Tipos de riesgo y forma de estimarlo .....	31
<b>2.3 Modelo de Mercado .....</b>	<b>33</b>
<b>2.4. Introducción a la Teoría de la Hipótesis de la Eficiencia del Mercado.....</b>	<b>37</b>
2.4.1 Hipótesis de la Eficiencia del Mercado y <i>random walk</i> .....	38
2.4.2 Formas de la Eficiencia del Mercado .....	45
2.4.3 Características de los mercados perfectamente eficientes.....	48
2.4.4 Consecuencias de la eficiencia de los mercados .....	49
<b>2.5. Eficiencia del Mercado en su forma débil (weak form) .....</b>	<b>52</b>
2.5.1 Conceptualizaciones de la teoría Eficiencia del Mercado en su forma débil.....	52
2.5.2 Antecedentes históricos de la Eficiencia del Mercado en su forma débil.....	54
2.5.3. Eficiencia del Mercado y <i>random walk</i> . Estado de la cuestión en la actualidad..	65
<b>2.5.3.1 ESTUDIOS REALIZADOS DURANTE EL PERÍODO 1990-2000.....</b>	<b>66</b>

<b>2.5.3.2 ESTUDIOS REALIZADOS A PARTIR DEL AÑO 2001</b> .....	71
<b>2.6. Eficiencia semifuerte. Estado de la cuestión en la actualidad</b> .....	<b>128</b>
2.6.1. Modelo de valoración de activos de capital CAPM ( <i>Capital Asset Pricing Model</i> ). Ecuación fundamental. ....	129
2.6.1.1 Contraste del CAPM para series temporales .....	138
2.6.1.2. Contraste del CAPM de corte transversal (cross-seccional) .....	142
<b>2.6.1.2.1 CONTRASTE DEL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL SIN MEDIAS</b> .....	143
<b>2.6.1.2.2 CONTRASTE DEL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL CON MEDIAS</b> ..	151
2.6.2 CAPM: estado de la cuestión en la actualidad .....	156
<b>2.7. Eficiencia fuerte. Estado de la cuestión en la actualidad</b> .....	<b>158</b>
 <b>CAPÍTULO III. RENTABILIDAD, RIESGO Y EFICIENCIA DEL MERCADO, ENFOQUE EMPÍRICO</b> .....	<b>166</b>
 <b>3.1. Rentabilidad</b> .....	<b>166</b>
3.1.1 Principales hitos en las economías analizadas durante el período 2000-2009..	167
3.1.2 Rentabilidad de los títulos del mercado estadounidense.....	188
3.1.3 Rentabilidad de los títulos del mercado español. ....	197
3.1.4 Rentabilidad de los títulos del mercado mejicano.....	216
 <b>3.2. Riesgo y Modelo de Mercado</b> .....	<b>229</b>
3.2.1 Modelo de Mercado para las series de rentabilidad del mercado estadounidense.	232
3.2.2 Modelo de Mercado para las series de rentabilidad del mercado español. ....	234
3.2.3 Modelo de Mercado para las series de rentabilidad del mercado mejicano.....	236
3.2.4 Significación estadística de los coeficientes beta de los títulos. ....	237
3.2.5 Estabilidad de los coeficientes beta de los títulos. ....	243
 <b>3.3. Pruebas de eficiencia débil</b> .....	<b>248</b>
3.3.1 Estadística descriptiva de las series de rentabilidad mensual de los mercados.	250
3.3.2 Función de autocorrelación de las series de rentabilidad mensual de los mercados.....	257
3.3.3 Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller de las series de precios de cierre mensuales de los mercados .....	265
3.3.4 Raíces unitarias de Phillips-Perron de las series de precios de cierre mensuales de los mercados .....	275
3.3.5 Efecto mes en los mercados estadounidense, español, mejicano y venezolano	278
3.3.6 Análisis de la relación entre las rentabilidades mensuales de los índices.....	282
 <b>3.4. Pruebas de eficiencia semifuerte</b> .....	<b>286</b>
3.4.1 Contraste del CAPM para series temporales, de los mercados: estadounidense, español y mejicano, 2000-2009.....	286

3.4.2	Contraste de Corte Transversal con medias, de los mercados: estadounidense, español y mejicano, 2000-2009.....	293
3.4.3	Contraste de Corte Transversal sin medias, de los mercados: estadounidense, español y mejicano, 2000-2009.....	300
<b>CAPÍTULO IV. CONCLUSIONES.....</b>		<b>306</b>
<b>REFERENCIAS.....</b>		<b>318</b>
<b>APÉNDICES .....</b>		<b>338</b>
A.	Rentabilidad mensual de los títulos y mercado estadounidense (2000-2009) .....	338
B.	Rentabilidad mensual de los títulos y mercado español (2000-2009) .....	341
C.	Rentabilidad mensual de los títulos y mercado mejicano (2000-2009).....	344
D.	Correlograma de los precios de cierre mensual de las primeras diferencias del <b>S&amp;P500</b> .....	347
E.	Correlograma de los precios de cierre mensual de las primeras diferencias del <b>S&amp;P100</b> .....	348
F.	Correlograma de los precios de cierre mensual de las primeras diferencias del <b>IGBM</b> .....	349
G.	Correlograma de los precios de cierre mensual de las primeras diferencias del <b>IBEX35</b> .....	350
H.	Correlograma de los precios de cierre mensual de las primeras diferencias del <b>IPC</b> 351	
I.	Correlograma de los precios de cierre mensual de las primeras diferencias del <b>IBC</b> 352	
J.	Test de raíz unitaria de Dickey-Fuller del <b>S&amp;P500</b> .....	353
K.	Test de raíz unitaria de Dickey-Fuller del <b>S&amp;P100</b> .....	353
L.	Test de raíz unitaria de Dickey-Fuller del <b>IGBM</b> .....	354
M.	Test de raíz unitaria de Dickey-Fuller del <b>IBEX35</b> .....	354
N.	Test de raíz unitaria de Dickey-Fuller del <b>IPC</b> .....	355
O.	Test de raíz unitaria de Dickey-Fuller del <b>IBC</b> .....	355
P.	Test de raíz unitaria de Phillips-Perron del <b>S&amp;P500</b> .....	356
Q.	Test de raíz unitaria de Phillips-Perron del <b>S&amp;P100</b> .....	356
R.	Test de raíz unitaria de Phillips-Perron del <b>IGBM</b> .....	357
S.	Test de raíz unitaria de Phillips-Perron del <b>IBEX35</b> .....	357
T.	Test de raíz unitaria de Phillips-Perron del <b>IPC</b> .....	358
U.	Test de raíz unitaria de Phillips-Perron del <b>IBC</b> .....	358
V.	Regresión dicotómica para el <b>S&amp;P100</b> .....	359
W.	Regresión dicotómica para el <b>S&amp;P500</b> .....	359
X.	Regresión dicotómica para el <b>IBEX35</b> .....	360
Y.	Regresión dicotómica para el <b>IGBM</b> .....	360
Z.	Regresión dicotómica para el <b>IPC</b> .....	361
AA.	Regresión dicotómica para el <b>IBC</b> .....	361

BB. Tipos de interés libre de riesgo a corto plazo.....362



## ÍNDICE DE TABLAS

TABLA 1: MERCADO EN ESTUDIO VS. FECHA DE INICIO DE CADA MERCADO.....	78
TABLA 2: CONTRASTES DEL CAPM .....	135
TABLA 3: POSTULADO DEL CAPM Y RESULTADOS DEL TRABAJO DE LINTNER.....	136
TABLA 4: VARIABLES MACROECONÓMICAS BÁSICAS EN ESPAÑA (2000-2009) .....	176
TABLA 5: EMPRESAS ESTADOUNIDENSES (SECTOR TECNOLÓGICO) .....	191
TABLA 6: EMPRESAS ESTADOUNIDENSES (SECTOR FARMACÉUTICO) .....	194
TABLA 7: EMPRESAS ESTADOUNIDENSES (SECTOR INDUSTRIAL-AUTOMÓVILES).....	195
TABLA 8: EMPRESAS ESTADOUNIDENSES (RESTO DEL SECTOR INDUSTRIAL).....	196
TABLA 9: EMPRESAS ESTADOUNIDENSES (SECTOR SERVICIOS) .....	197
TABLA 10: EMPRESAS ESPAÑOLAS (SECTOR SERVICIOS).....	200
TABLA 11: EMPRESAS ESPAÑOLAS (SECTOR INMOBILIARIO) .....	201
TABLA 12: EMPRESAS ESPAÑOLAS (SECTOR FINANCIERO) .....	203
TABLA 13: EMPRESAS ESPAÑOLAS (SECTOR TECNOLÓGICO) .....	205
TABLA 14: RESULTADO NETO ANUAL DE TELEFÓNICA (2001-2009) .....	207
TABLA 15: EMPRESAS ESPAÑOLAS (SECTOR FARMACÉUTICO) .....	207
TABLA 16: EMPRESAS ESPAÑOLAS (SECTOR INDUSTRIAL-MAQUINARIAS Y ACERO).....	208
TABLA 17: EMPRESAS ESPAÑOLAS (SECTOR INDUSTRIAL-PETRÓLEO Y GAS NATURAL) ..	212
TABLA 18: EMPRESAS ESPAÑOLAS (SECTOR INDUSTRIAL- CONTRATISTAS Y MATERIALES DE CONSTRUCCIÓN).....	213
TABLA 19: EMPRESAS ESPAÑOLAS (SECTOR INDUSTRIAL- PAPEL, CARTÓN, TEXTIL Y PLÁSTICO).....	214
TABLA 20: EMPRESAS ESPAÑOLAS (SECTOR INDUSTRIAL- ALIMENTACIÓN).....	215
TABLA 21: EMPRESAS MEJICANAS (SECTOR INDUSTRIAL) .....	219
TABLA 22: EMPRESAS MEJICANAS (SECTOR SERVICIOS).....	224
TABLA 23: RIESGO SISTEMÁTICO Y DIVERSIFICABLE DE LAS EMPRESAS ESTADOUNIDENSES.....	232
TABLA 24: RIESGO SISTEMÁTICO Y DIVERSIFICABLE DE LAS EMPRESAS ESPAÑOLAS.....	234
TABLA 25: RIESGO SISTEMÁTICO Y DIVERSIFICABLE DE LAS EMPRESAS MEJICANAS.....	236
TABLA 26: SIGNIFICACIÓN ESTADÍSTICA DE LOS BETAS DE LOS TÍTULOS ESTADOUNIDENSES ( <b>S&amp;P500</b> ).....	238
TABLA 27: SIGNIFICACIÓN ESTADÍSTICA DE LOS BETAS DE LOS TÍTULOS ESTADOUNIDENSES ( <b>S&amp;P100</b> ).....	239
TABLA 28: SIGNIFICACIÓN ESTADÍSTICA DE LOS BETAS DE LOS TÍTULOS ESPAÑOLES ( <b>IGBM</b> ) .....	240
TABLA 29: SIGNIFICACIÓN ESTADÍSTICA DE LOS BETAS DE LOS TÍTULOS ESPAÑOLES ( <b>IBEX35</b> ).....	241
TABLA 30: SIGNIFICACIÓN ESTADÍSTICA DE LOS BETAS DE LOS TÍTULOS MEJICANOS ( <b>IPC</b> ) .....	242
TABLA 31: ESTABILIDAD DE LOS BETAS DE EMPRESAS ESTADOUNIDENSES.....	244
TABLA 32: ESTABILIDAD DE LOS BETAS DE EMPRESAS ESPAÑOLAS. ....	246
TABLA 33: ESTABILIDAD DE LOS BETAS DE EMPRESAS MEJICANAS. ....	247
TABLA 34: EFICIENCIA DÉBIL. DATOS EMPLEADOS.....	248
TABLA 35: ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LA RENTABILIDAD MENSUAL DE LOS ÍNDICES BURSÁTILES .....	253
TABLA 36: CONTRASTE DE HIPÓTESIS MEDIANTE INTERVALOS DE CONFIANZA PARA LOS COEFICIENTES DE ASIMETRÍA Y CURTOSIS DE LAS SERIES DE RENTABILIDAD MENSUAL DE LOS ÍNDICES BURSÁTILES.....	255

TABLA 37: ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LAS SERIES TRANSFORMADAS PARA ALCANZAR NORMALIDAD .....	256
TABLA 38: CONTRASTE DE HIPÓTESIS PARA LA RAÍZ UNITARIA DE DICKEY-FULLER .....	274
TABLA 39: CONTRASTE DE HIPÓTESIS PARA LA RAÍZ UNITARIA DE PHILLIPS-PERRON ....	276
TABLA 40: TEST DE IGUALDAD DE MEDIAS PARA LAS RENTABILIDADES .....	280
TABLA 41: CORRELACIONES Y ENTRE LAS RENTABILIDADES LOS MERCADOS DE VALORES .....	283
TABLA 42: CONTRASTE DE SIGNIFICACIÓN DE LOS COEFICIENTES DE CORRELACIÓN DE LAS RENTABILIDADES MENSUALES DE LOS ÍNDICES BURSÁTILES .....	285
TABLA 43: CONTRASTE CAPM PARA SERIES TEMPORALES MERCADO: <b>S&amp;P500</b> .....	287
TABLA 44: CONTRASTE CAPM PARA SERIES TEMPORALES MERCADO: <b>S&amp;P100</b> .....	288
TABLA 45: CONTRASTE CAPM PARA SERIES TEMPORALES MERCADO: <b>IGBM</b> .....	289
TABLA 46: CONTRASTE CAPM PARA SERIES TEMPORALES MERCADO: <b>IBEX35</b> .....	290
TABLA 47: CONTRASTE CAPM PARA SERIES TEMPORALES MERCADO: <b>IPC</b> .....	291
TABLA 48: MODELO DE REGRESIÓN PARA EL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL CON MEDIAS (AÑO 2000) – MERCADO ESTADOUNIDENSE.....	295
TABLA 49: MODELO DE REGRESIÓN PARA EL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL CON MEDIAS (AÑO 2004) – MERCADO ESTADOUNIDENSE.....	295
TABLA 50: MODELO DE REGRESIÓN PARA EL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL CON MEDIAS (AÑO 2009) – MERCADO ESTADOUNIDENSE.....	296
TABLA 51: MODELO DE REGRESIÓN PARA EL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL CON MEDIAS (AÑO 2000) – MERCADO ESPAÑOL .....	296
TABLA 52: MODELO DE REGRESIÓN PARA EL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL CON MEDIAS (AÑO 2004) – MERCADO ESPAÑOL .....	297
TABLA 53: MODELO DE REGRESIÓN PARA EL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL CON MEDIAS (AÑO 2009) – MERCADO ESPAÑOL .....	297
TABLA 54: MODELO DE REGRESIÓN PARA EL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL CON MEDIAS (AÑO 2000) – MERCADO MEJICANO .....	298
TABLA 55: MODELO DE REGRESIÓN PARA EL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL CON MEDIAS (AÑO 2004) – MERCADO MEJICANO .....	298
TABLA 56: MODELO DE REGRESIÓN PARA EL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL CON MEDIAS (AÑO 2009) – MERCADO MEJICANO .....	298
TABLA 57: MODELO DE REGRESIÓN PARA EL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL SIN MEDIAS (AÑO 2000) – MERCADO ESTADOUNIDENSE.....	301
TABLA 58: MODELO DE REGRESIÓN PARA EL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL SIN MEDIAS (AÑO 2004) – MERCADO ESTADOUNIDENSE.....	301
TABLA 59: MODELO DE REGRESIÓN PARA EL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL SIN MEDIAS (AÑO 2009) – MERCADO ESTADOUNIDENSE.....	302
TABLA 60: MODELO DE REGRESIÓN PARA EL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL SIN MEDIAS (AÑO 2000) – MERCADO ESPAÑOL .....	302
TABLA 61: MODELO DE REGRESIÓN PARA EL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL SIN MEDIAS (AÑO 2004) – MERCADO ESPAÑOL .....	303
TABLA 62: MODELO DE REGRESIÓN PARA EL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL SIN MEDIAS (AÑO 2009) – MERCADO ESPAÑOL .....	303
TABLA 63: MODELO DE REGRESIÓN PARA EL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL SIN MEDIAS (AÑO 2000) – MERCADO MEJICANO .....	304
TABLA 64: MODELO DE REGRESIÓN PARA EL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL SIN MEDIAS (AÑO 2004) – MERCADO MEJICANO .....	304
TABLA 65: MODELO DE REGRESIÓN PARA EL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL SIN MEDIAS (AÑO 2009) – MERCADO MEJICANO .....	304



## ÍNDICE DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1: TIPOS DE EFICIENCIA .....	47
GRÁFICO 2: RENTABILIDAD MENSUAL DEL <b>S&amp;P500</b> .....	168
GRÁFICO 3: RENTABILIDAD MENSUAL DEL <b>S&amp;P100</b> .....	168
GRÁFICO 4: RENTABILIDAD MENSUAL DEL <b>IGBM</b> .....	173
GRÁFICO 5: RENTABILIDAD MENSUAL DEL <b>IBEX35</b> .....	174
GRÁFICO 6: RENTABILIDAD MENSUAL DEL <b>IPC</b> .....	179
GRÁFICO 7: RENTABILIDAD MENSUAL DEL <b>IBC</b> .....	182
GRÁFICO 8: RENTABILIDAD ANUALIZADA DE TÍTULOS ESTADOUNIDENSES (2000-2009) ..	188
GRÁFICO 9: COTIZACIONES MENSUALES DEL <b>S&amp;P500</b> Y DEL <b>S&amp;P100</b> (2000-2009) .....	189
GRÁFICO 10: RENTABILIDAD ANUALIZADA DE TÍTULOS ESPAÑOLES (2000-2009) .....	198
GRÁFICO 11: COTIZACIONES MENSUALES DEL <b>IGBM</b> Y DEL <b>IBEX35</b> (2000-2009) .....	199
GRÁFICO 12: PIRÁMIDE DE POBLACIÓN DE ESPAÑA, AÑO 2005 .....	202
GRÁFICO 13: RENTABILIDAD ANUALIZADA DE TÍTULOS MEJICANOS (2000-2009) .....	217
GRÁFICO 14: COTIZACIONES MENSUALES DEL <b>IPC</b> (2000-2009) .....	219
GRÁFICO 15: CORRELOGRAMA DE LA SERIE DE RENTABILIDAD MENSUAL DEL <b>S&amp;P500</b> ..	258
GRÁFICO 16: CORRELOGRAMA DE LA SERIE DE RENTABILIDAD MENSUAL DEL <b>S&amp;P100</b> ..	259
GRÁFICO 17: CORRELOGRAMA DE LA SERIE DE RENTABILIDAD MENSUAL DEL <b>IGBM</b> ...	260
GRÁFICO 18: CORRELOGRAMA DE LA SERIE DE RENTABILIDAD MENSUAL DEL <b>IBEX35</b> ..	261
GRÁFICO 19: CORRELOGRAMA DE LA SERIE DE RENTABILIDAD MENSUAL DEL <b>IPC</b> .....	262
GRÁFICO 20: CORRELOGRAMA DE LA SERIE DE RENTABILIDAD MENSUAL DEL <b>IBC</b> .....	263
GRÁFICO 21: CORRELOGRAMA DE LA SERIE DE PRECIOS DE CIERRE MENSUAL DEL <b>S&amp;P500</b> .....	267
GRÁFICO 22: CORRELOGRAMA DE LA SERIE DE PRECIOS DE CIERRE MENSUAL DEL <b>S&amp;P100</b> .....	269
GRÁFICO 23: CORRELOGRAMA DE LA SERIE DE PRECIOS DE CIERRE MENSUAL DEL <b>IGBM</b> .....	270
GRÁFICO 24: CORRELOGRAMA DE LA SERIE DE PRECIOS DE CIERRE MENSUAL DEL <b>IBEX35</b> .....	271
GRÁFICO 25: CORRELOGRAMA DE LA SERIE DE PRECIOS DE CIERRE MENSUAL DEL <b>IPC</b> ..	272
GRÁFICO 26: CORRELOGRAMA DE LA SERIE DE PRECIOS DE CIERRE MENSUAL DEL <b>IBC</b> ..	273



## **Introducción**

El propósito de la presente investigación consiste en analizar el binomio rentabilidad riesgo; comprobar que los mercados siguen un camino aleatorio, como parte del estudio de la eficiencia en su forma débil; y empleo del análisis fundamental para determinar si la información pública es incorporada en los precios de los títulos y en el mercado, como parte del estudio de la eficiencia en su forma semifuerte.

Este trabajo se desarrolla teórica y empíricamente con base en 3 aspectos financieros: rentabilidad, riesgo y eficiencia del mercado, por lo cual se consideran para el estudio tanto índices bursátiles como precios de acciones porque estos, permiten reflejar la evolución del mercado en general y de los valores cotizados, respectivamente. En este caso, se refiere al comportamiento de la renta variable, que es aquella que permite poner en contacto a las empresas demandantes de capital o recursos de inversión con los ahorradores (inversionistas), permite canalizar el ahorro hacia la inversión y proporciona liquidez a la misma. Las Bolsas de Valores objeto de estudio son: las de Nueva York y Madrid (mercados desarrollados) y las de Méjico y Venezuela (mercados emergentes).

La **rentabilidad** es uno de los parámetros tomados en cuenta en el momento de decidir la conveniencia o no de una inversión, sin embargo, no es el único dato que se debe tener presente. Es importante conocer la rentabilidad que se ha obtenido con una inversión en el pasado, pero también aquella que podamos obtener en el futuro; y aun cuando en este caso, se habla de un tiempo impreciso, por venir, debemos considerar esa incertidumbre en la rentabilidad esperada.

La aceptación de que el futuro es incierto y la introducción de esa inseguridad en el análisis bursátil, fue propuesto por primera vez por Markowitz H. (1952)<sup>1</sup>, quien en su obra desarrolló un marco teórico, denominado: Teoría de Cartera, en el cual el análisis tanto de valores individuales como de carteras de valores, se basa en el estudio de dos variables fundamentales: **rentabilidad y riesgo**. Esta teoría de inversión plantea maximizar la rentabilidad y minimizar el riesgo mediante la construcción de carteras combinando valores, lo cual permite analizar la rentabilidad y riesgo de manera global, en vez de hacerlo

---

<sup>1</sup> MARKOWITZ, H (1952). "Portfolio Selection". *Journal of Finance*. Volumen 7, número 1, pp. 77-91.

con base en valores individuales; y además plantea la conducta racional que caracteriza a los inversionistas al inclinarse por aquellas carteras que maximizan la rentabilidad y disminuyen el riesgo (cartera óptima), y para lograrlo deben recurrir a la diversificación para conseguir la reducción de la variación de los precios.

Desde los años 60 se comenzó a desarrollar académicamente, la teoría de la Hipótesis de la Eficiencia de los Mercados,<sup>2</sup> (HEM), aunque ya se defendía en los 50 y el primer antecedente, que es atribuido a Bachelier, data del año 1900. La HEM, tiene como finalidad estudiar el comportamiento de las cotizaciones bursátiles para verificar que los precios de las acciones reflejan la mejor y más completa información disponible, es decir, si el mercado es eficiente. La regla de los inversores, para afirmar que un mercado es eficiente es: no se puede ganar en forma constante a un índice simple de precios de acciones, porque en el mercado existe una vehemente competencia que busca acciones infravaloradas, que al momento de publicarse una nueva información, los inversores se apresuran a aprovecharla y se eliminan todas las oportunidades de alcanzar beneficios.

La teoría de la HEM no implica que los inversores se comporten racionalmente, simplemente permite que los inversores sobrereaccionen o infrarreaccionen ante las noticias de manera aleatoria, porque supone que los precios de las acciones reflejan la mejor y más completa información disponible y cada uno actuará de manera diferente. El mercado es el que se comporta de manera irracional durante largo tiempo, porque las variaciones que puedan suceder resultan de nueva información que se va incorporando al mercado y aquellos eventos como depresiones de la economía y *crash* del mercado, son compatibles con la HEM siempre y cuando no sean predecibles.

Con respecto a la clasificación de la HEM, es Roberts H. (1967)<sup>3</sup> quien propuso por primera vez la clasificación clásica y universalmente utilizada de la eficiencia de los mercados: eficiencia débil, eficiencia semifuerte y eficiencia fuerte. La **eficiencia débil** indica que los precios de mercado reflejan toda la información que contienen los precios históricos y tiene un comportamiento aleatorio que invalida el análisis técnico, el cual busca modelos en las rentabilidades del pasado. La **eficiencia semifuerte** señala que los

---

<sup>2</sup> En inglés *Efficient Market Hypothesis* (EMH)

<sup>3</sup> ROBERTS H. (1967) "Statistical versus Clinical Prediction of the Stock Market". Unpublished paper presented to the Seminar on the Analysis of Security Prices, University of Chicago, May. 1967.

precios, además de incorporar la información que contienen los precios anteriores, también reflejan la del público: de prensa financiera, estados financieros de las empresas y sus anuncios en cuanto a: fusiones, adquisiciones, ofertas públicas de acciones, ofertas públicas de ventas, *splits*, entre otras; anula el análisis fundamental, porque no se podrían lograr rentabilidades limitándose al uso de esta información. La **eficiencia fuerte** sustenta que los precios de mercado incluyen absolutamente toda la información disponible y ningún esfuerzo de los inversores permite obtener beneficios superiores.

La HEM es una teoría estudiada y apoyada académicamente, sin embargo, muchos consideran que no puede ser universalmente admitida, porque se plantean enigmas o excepciones en los mercados y por ello, desde las décadas de los 60 y 70 han propuesto numerosas metodologías que buscan emplear esta teoría, para explicar el comportamiento de los cambios de las cotizaciones bursátiles. La eficiencia de los mercados se ha venido cotejando a través de tests de distintas modalidades y las investigaciones versan, en su mayor parte, sobre eficiencia débil, seguidas por trabajos sobre eficiencia semifuerte y muy pocos de eficiencia fuerte, dada la complejidad en la recolección de la información y su medición.

Dentro de los test más comunes podemos citar los siguientes:

- Test de eficiencia débil: *random walk*, filtros, medias móviles, autocorrelación, correlación cruzada entre empresas, sobre-reacción o estrategia contraria, efectos estacionales: efecto enero y fin de semana; prueba con raíces unitarias, prueba del *ratio* de la varianza, entre otras pruebas.
- Test de eficiencia semifuerte: análisis de algunas estrategias como inversión en pequeñas empresas, empresas con *pricing earnings ratio* (PER) bajo, o con alta rentabilidad por dividendo, estudios de la incidencia de las variables económicas (PIB, tipos de interés, tipos de cambios, inflación, entre otras) en la bolsa; estudios de determinados eventos en el mercado como análisis del efecto producido por determinadas informaciones sobre la situación de las empresas, como el anuncio de dividendos, ampliaciones, fusiones o adquisiciones, *splits* y otros.

Tal como se comentó con anterioridad, la HEM es y ha sido una teoría bastante discutida; hay quienes la validan y quienes la refutan, pues se fundamentan en que, el mercado tiene memoria a largo plazo, y existen razones importantes por las cuales existen ineficiencias, entre las que cabe mencionar: la desigualdad en los distintos participantes de los mercados, la pausada difusión de la información y la intervención de inversores o intermediarios profesionales, que han demostrado obtener altos rendimientos por deficiencias temporales.

Esta investigación se aborda con la presentación en el cuerpo teórico de los siguientes aspectos: rentabilidad, riesgo (tipos y forma de estimarlo), revisión de la literatura en cuanto a la teoría de la HEM en su forma débil, los contrastes del modelo *Capital Asset Pricing Model* o CAPM como test de eficiencia semifuerte, entre otros. Y, el estudio empírico se centra en probar o no la normalidad de las series y luego validar la HEM en su forma débil y semifuerte en los mercados de valores de: Estados Unidos, España, Méjico y Venezuela, durante el período 2000-2009.

La comprobación que los mercados en estudio siguen un camino aleatorio<sup>4</sup> y por tanto, ningún inversor podría tener ventaja para batir al mercado y obtener ganancias extraordinarias, se hace mediante el empleo de la variación relativa de los precios mensuales consecutivos tanto de un grupo de títulos como de los índices bursátiles que representan al mercado. También se empleó el Modelo de Mercado, mediante el cual se analiza el riesgo (significación y estabilidad de los parámetros de la regresión), igualmente se utiliza el análisis descriptivo y gráfico de las series y las pruebas de eficiencia: autocorrelación, prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller y Phillips-Perron, efecto mes, análisis de la relación entre las rentabilidades de los índices y modelo de valoración de activos de capital (CAPM).<sup>5</sup>

---

<sup>4</sup> En inglés *Random Walk*.

<sup>5</sup> En inglés *Capital Asset Pricing Model*.

## Capítulo I. Aspectos generales de la investigación

1.1 Objeto del estudio. 1.2 Importancia. 1.3 Datos utilizados. 1.4 Metodología empleada. 1.5 Estructura del trabajo.

### 1.1 Objeto de estudio

El presente trabajo tiene como objetivo analizar el binomio rentabilidad riesgo y hacer una revisión de la teoría eficiencia del mercado y realizar el contraste empírico de estos 3 elementos en los mercados financieros: estadounidense, español, mejicano y venezolano. En tal sentido, se realizan pruebas de eficiencia de los mercados en sus formas débil y semifuerte, estudio que implicó la puesta en práctica de la siguiente metodología:

*Rentabilidad, riesgo y Modelo de Mercado:* los indicadores de rentabilidad y riesgo, así como el uso del Modelo del Mercado se estudian empíricamente a partir de los precios de cierre mensuales, durante el período comprendido entre 2000–2009. Se determina la rentabilidad mensual del mercado y de un grupo de títulos a través de la variación relativa de los precios consecutivos tanto de los índices bursátiles más representativos como de los mencionados títulos de los mercados estadounidense, español y mejicano. Se excluye la rentabilidad mensual de los títulos venezolanos, debido a la limitación para obtener información sobre la cotización de los valores que forman parte del Índice Bursátil de la Bolsa de Caracas.<sup>6</sup>

*Eficiencia débil:* se emplean los precios de cierre mensuales y rentabilidades mensuales de los títulos y de los índices bursátiles más representativos de los mercados en estudio y se realizan los siguientes análisis y pruebas:

- Principales hitos en las economías analizadas durante el período 2000-2009.
- Estimación del Modelo de Mercado.

---

<sup>6</sup> Para el caso del mercado venezolano, apenas se cuenta con el precio del cierre mensual del índice bursátil de la Bolsa de Caracas, por lo cual únicamente se realizan las pruebas para validar la HEM en su forma débil. Se ha solicitado la información de las cotizaciones diarias de las empresas que conforman el IBC tanto al Área de Atención a Usuarios de la Bolsa de Valores de Caracas, como al representante de Economía en Venezuela, pero no fue posible obtenerla.

- Análisis de indicadores de estadística descriptiva: media, mediana, desviación típica, asimetría, curtosis, coeficiente de Jarque-Bera y  $p$  valor; con la intención de analizar la normalidad o no de las series.
- Función de autocorrelación de las series de rentabilidad.
- Pruebas de las raíces unitarias de Dickey-Fuller y Phillips-Perron.
- Análisis del efecto mes.
- Análisis de la relación entre las rentabilidades de los índices.

*Eficiencia semifuerte*: se contrasta el CAPM para series temporales por ser el test que menos problemas econométricos tiene y el CAPM de corte transversal con medias y de corte transversal sin medias, que aunque si tienen estos problemas son más intuitivos y clásicos. Los contrastes del CAPM se realizan para los mercados: estadounidense, español y mejicano durante el período 2000-2009; pero queda excluido de la construcción del Modelo de Mercado y del empleo del CAPM el mercado venezolano, porque no se cuenta con las cotizaciones mensuales de sus empresas.

Por lo anteriormente expuesto, se pretende estudiar la HEM en sus formas débil y semifuerte. Se considera que la consecuencia práctica de la validación de la hipótesis que propone la HEM, es que ningún inversor podría superar el rendimiento del mercado de forma continua en el tiempo. En su forma débil, la hipótesis de eficiencia se refiere únicamente a la información que proporcionan los datos históricos de contratación y de precios, es decir, sin hacer referencia a la información sobre rendimientos de las empresas como lo hace la eficiencia semifuerte.

## **1.2 Importancia**

El estudio de la rentabilidad, riesgo y eficiencia de los mercados son temas abordados en el contexto del estudio de las finanzas desde los años 50 y 60; sin embargo constituye un tema de interés académico para la investigadora porque le permite adquirir conocimientos sobre la aplicación práctica de las formas de estudiar y medir la eficiencia



de los mercados y ser agente multiplicador de este conocimiento en la universidad. Otro interés del trabajo es por la casi inexistencia de investigaciones acerca del tema en el mercado financiero venezolano.

A pesar, que algunas investigaciones hayan demostrado estadísticamente que los mercados de valores poseen memoria a largo plazo, se considera que la teoría de la HEM, especialmente en su forma débil, ha sido ampliamente estudiada y aun se continúa demostrando su validez, especialmente en los mercados desarrollados. Además, tanto los defensores de la teoría de la eficiencia como los defensores de la memoria a largo plazo utilizan metodologías distintas, que permiten aseverar que no se ha dicho la última palabra.

El estudio empírico en la validación de la HEM se centra en 2 mercados desarrollados: Estados Unidos y España; y 2 mercados emergentes de América Latina: Méjico y Venezuela, que aun cuando son emergentes tienen diferencias en cuanto a dimensión. El mercado de valores mejicano es uno de los más grandes de la región latinoamericana y el venezolano, uno de los más pequeños y menos internacionalizado.

El estudio de los mercados financieros se considera importante, dado que los mismos juegan un papel fundamental en la promoción del desarrollo de un país, en términos de crecimiento económico, por cuanto los beneficios se pueden ver reflejados en: la obtención de recursos por parte de las empresas, a través de las ofertas públicas de valores en condiciones más favorables, sin recurrir al financiamiento por vía de la deuda; la inversión en otras compañías haciendo uso de las propias acciones de la empresa, sin demandar préstamos o uso de efectivo; la oferta de acciones de la empresa a los empleados como estrategia para cautivar e incentivar al personal de la empresa; la liquidez para los accionistas, el fortalecimiento de las empresas que generan bienes o servicios y empleo, entre otros aspectos. La teoría de la HEM resulta de gran interés porque cuando una empresa decide cotizar sus títulos valores en un mercado financiero, la oferta se hace pública pero la información de los mismos también, porque toda la información debe ser del conocimiento de todos los actores de ese mercado.

### 1.3 Datos utilizados

Los datos referentes a las series temporales de las cotizaciones utilizadas en el presente estudio se obtienen de las bases de datos Economática, Megabolsa y *Yahoo Finance*. Los estudios de rentabilidad y riesgo se realizan únicamente con datos de los mercados: estadounidense, español y mejicano, a partir de precios de cierre mensuales de los índices bursátiles y de un grupo de empresas que forman parte del índice de cada mercado, durante el período 2000-2009.

El estudio del mercado de Estados Unidos se realiza con base en 20 empresas importantes que cotizan sus acciones en la Bolsa de New York, las cuales constituyen parte de una muestra de las 500 empresas, cuya información está contenida en el índice bursátil Standard and Poor's 500 ( $S\&P_{500}$ ). Así mismo, se consideran los índices ( $S\&P_{500}$ ) y ( $S\&P_{100}$ ) como la representación del mercado estadounidense.

De España se seleccionan 20 empresas importantes que cotizan sus acciones en la Bolsa de Madrid y que a su vez forman parte de la muestra de las cerca de 160 empresas, cuya información está contenida en el Índice General de la Bolsa de Madrid (IGBM). Igualmente, se toma en cuenta el IGBM y el Iberia Index ( $IBEX_{35}$ ) como la representación del mercado español.

El mercado mejicano también se estudió con base en 20 empresas importantes que cotizan sus acciones en la bolsa mejicana de valores e integran parte de la muestra de las 37<sup>7</sup> empresas cuya información está contenida en el Índice de Precios y Cotizaciones (IPC). Además se evaluó el IPC como la representación del mercado mejicano.

Los datos necesarios para el presente estudio han sido los precios de cierre mensuales de las acciones y de los índices bursátiles, ajustados por ampliaciones de capital, *splits* y dividendos.

El trabajo empírico relacionado con: la eficiencia en su forma débil -el análisis descriptivo de las series, análisis gráfico, autocorrelaciones simples y parciales de las series,

---

<sup>7</sup> Actualmente es de 37 series accionarias (ha oscilado entre 35 y 50). Fuente: Bolsa Mexicana de Valores. [http://bmv.com.mx/wb3/wb/BMV/BMV\\_ipc\\_principales/rid/1129/mto/3/url/BMVAPP/indicesNavegacion.jsf](http://bmv.com.mx/wb3/wb/BMV/BMV_ipc_principales/rid/1129/mto/3/url/BMVAPP/indicesNavegacion.jsf) Fecha de la consulta: 22 de junio de 2011.

pruebas de raíces unitarias de Dickey-Fuller y Phillips-Perron, los estudios del efecto mes y el análisis de la relación entre las rentabilidades de los índices- se efectúa con el empleo de fuentes de información primaria, los precios de cierre mensuales de los índices bursátiles más representativos por volumen de negocio y capitalización bursátil de los mercados estadounidense, español, mejicano y venezolano.

En los test de eficiencia semifuerte se manejan tanto los precios de cierre mensual de los índices bursátiles, como los de cierre de las empresas seleccionadas de los mercados estadounidense, español y mejicano. En este caso se excluye el mercado venezolano por las razones anteriormente comentadas.

#### **1.4 Metodología empleada en el estudio empírico**

El estudio de la rentabilidad ameritó la elección de una muestra de títulos individuales de renta variable de los mercados de valores estadounidense, español y mejicano. Los títulos seleccionados son acciones de empresas que pertenecen a distintos sectores de actividad económica. La muestra intencional es de 20 títulos por cada mercado y el período de estudio es: enero 2000 a diciembre 2009. También se utilizan los índices bursátiles, que representan los mercados en estudio. Con estos datos se calculan las rentabilidades mensuales a través de las variaciones relativas de los precios consecutivos mensuales de cada acción e índices bursátiles. Se efectúa un análisis explicativo de cada empresa y del comportamiento de su rentabilidad mensual durante el período antes señalado.

El estudio del riesgo se hace con base en el sistemático y no sistemático. Se emplea el Modelo de Mercado de Sharpe para obtener el coeficiente que relaciona el riesgo no sistemático de una acción y el riesgo de mercado, conocido como coeficiente beta  $\beta$  de la acción.

Los test de eficiencia débil se realizan bajo la siguiente metodología:

1. Se estiman las rentabilidades mensuales de los índices bursátiles de cada mercado durante el período 2000-2009.

2. Se efectúa un análisis con indicadores de estadística descriptiva: media, mediana, desviación típica, asimetría, curtosis, coeficiente de normalidad de Jarque-Bera y  $p$  valor, este último para permite probar la normalidad de las series. En el análisis de la asimetría y curtosis se estiman los intervalos de confianza con la finalidad de evitar conclusiones sobre estimaciones puntuales.
3. En la verificación de la HEM en su forma débil se emplean 3 de las pruebas que sugiere la literatura metodológica:
4. La función de autocorrelación y los correlogramas, de cada serie junto con un contraste de hipótesis. En un mercado eficiente se aceptaría la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0$ , siendo la hipótesis alternativa:  $H_1: \text{al menos un } \rho_i \neq 0$
5. Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller de cada serie, junto con un contraste de hipótesis. En un mercado eficiente se aceptaría la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria (serie estocástica que sigue un proceso no estacionario)  $H_0: \alpha_1 = 1$ , que se transforma en  $H_0: \delta = 0$  frente a la hipótesis alternativa (proceso autorregresivo estacionario,  $\alpha_1 < 1$ ),  $H_1: \delta < 0$ .
6. Prueba de raíz unitaria de Phillips-Perron de cada serie, junto con un contraste de hipótesis. En un mercado eficiente se aceptaría la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria (serie estocástica que sigue un proceso no estacionario)  $H_0: \delta = 0$ , siendo la hipótesis alternativa (proceso autorregresivo estacionario)  $H_1: \delta < 0$ .
7. Efecto mes: se analiza para detectar la presencia o ausencia de rentabilidades anormales. Para esta prueba se emplean regresiones con variables dicotómicas para cada una de las series de rentabilidades de los índices bursátiles incluida una variable de tendencia  $t$  con la finalidad de verificar la existencia de un efecto estacional mediante la significancia estadística de los parámetros estimados. Asimismo, se utiliza el test de igualdad de medias porque se desea probar si la distribución de las diferencias en medias muestrales tiene una media de 0. Si ambas muestras contienen por lo menos 30 observaciones, se utiliza la distribución  $z$  como

el estadístico de prueba, tal como ocurre con los casos de estudio. El sistema de hipótesis es:  $H_0: \mu_B = \mu_K$  Vs.  $H_1: \mu_B \neq \mu_K$ , siendo B y K dos muestras cualquiera.

8. Por último se aplica un análisis de la relación entre la variación relativa de los precios consecutivos mensuales de los índices, y se emplea el coeficiente de correlación acompañado de la prueba de significancia mediante el referido coeficiente de correlación. Se plantea el contraste de hipótesis donde es  $H_0: \rho = 0$  (ausencia de relación lineal entre los índices) y  $H_1: \rho \neq 0$  (existencia de relación lineal entre las variables).
9. Se verifica la hipótesis de eficiencia de mercado en su forma semifuerte contrastando el CAPM para series temporales y CAPM de Corte Transversal con medias y CAPM de Corte Transversal son medias, para los mercados estadounidense, español y mejicano.

La contrastación de las hipótesis planteadas se realiza mediante la combinación de métodos de análisis financiero y estadístico. Se emplean los programas estadísticos SPSS<sup>8</sup> y R Project.<sup>9</sup>

## 1.5 Estructura del trabajo

Antes de los capítulos se encuentra la introducción. En el capítulo I se presentan los aspectos generales de la investigación: objeto del estudio, importancia, datos utilizados, metodología empleada. El capítulo II comprende 4 apartados: rentabilidad, riesgo, Modelo de Mercado y eficiencia del mercado. El capítulo III, contiene el estudio empírico: rentabilidad, riesgo, Modelo de Mercado y las pruebas de eficiencia débil y semifuerte. En el capítulo IV están expuestas las conclusiones.

---

<sup>8</sup> *Statistical Package for the Social Sciences*. Programa estadístico.

<sup>9</sup> Es un lenguaje y entorno de programación para análisis estadístico y gráfico. Es un proyecto de software libre, resultado de la implementación GNU del premiado lenguaje S. R y S-Plus -versión comercial de S- son, probablemente, los dos lenguajes más utilizados en investigación por la comunidad estadística. R se distribuye bajo la licencia GNU GPL y está disponible para los sistemas operativos Windows, Macintosh, Unix y GNU/Linux.

## **Capítulo II. Rentabilidad, Riesgo y Eficiencia del mercado, enfoque teórico.**

La teoría basada en el binomio rentabilidad riesgo: a mayor riesgo, mayor rentabilidad y viceversa, es extrapolable a cualquier decisión financiera y el reto es lograr el mejor equilibrio de estas dos variables. Podrían existir excepciones pero, difícilmente pueden ser sostenibles a medio y largo plazo, porque las reglas del mercado: oferta, demanda, percepción de seguridad entre otros factores, permiten de estabilizar nuevamente la proporción del binomio.

Este capítulo comprende el cuerpo teórico del trabajo el cual está estructurado en 7 apartados: 2.1. Rentabilidad. 2.2. Riesgo. 2.3. Modelo de Mercado. 2.4. Eficiencia del mercado. 2.5. Eficiencia débil. 2.6. Eficiencia semifuerte. 2.7. Eficiencia fuerte.

### **2.1. Rentabilidad**

La rentabilidad se refiere a la capacidad que tiene un activo financiero para producir ingresos u otro tipo de beneficios.

Cuando se habla de rentabilidad se puede referir a una inversión ya expirada es decir, a la rentabilidad obtenida. También se puede estimar la rentabilidad futura es decir, la rentabilidad esperada.

También se puede hacer mención a la rentabilidad obtenida por un accionista, la cual consiste en la relación que se establece entre lo que este ha invertido en una determinada acción y el rendimiento económico obtenido. Ese rendimiento se mide computando los dividendos percibidos, las plusvalías o revalorizaciones en su cotización, así como las ventajas que puedan obtenerse por su derecho preferente en las ampliaciones de capital.

La rentabilidad es el motivo principal para realizar una inversión y para tomar esa decisión, no es necesario atender la rentabilidad que un título haya obtenido en el pasado, muchos opinan que deben pensarse en la rentabilidad que se aspire obtener para el futuro.

Sin embargo, tal decisión está en función de las perspectivas de futuro, de la rentabilidad esperada y para estimar la rentabilidad que un título obtendrá en el futuro, es importante analizar el comportamiento que haya tenido en el pasado.

La rentabilidad puede estimarse bajo dos modalidades: *a posteriori* o *a priori*.

### **2.1.1 Rentabilidad *a posteriori***

Se calcula *a posteriori* con base en datos históricos de la inversión inicial y de los flujos de cobros y pagos subsiguientes. Estos datos son conocidos con certeza y es una rentabilidad cierta y objetiva. Esta rentabilidad se calcula para un determinado período (día, mes, año) y se emplea la fórmula siguiente:

$$r = \frac{(\text{precio final} - \text{precio inicial}) + \text{dividendos} + \text{otros pagos} + \text{ganancias en las ampliaciones de capital}}{\text{Precio inicial}}$$

La expresión anterior simplifica la realidad ya que no considera en qué momento se cobran los dividendos o se producen las ampliaciones de capital. Supone que estos movimientos se dan al final del período es decir, en el mismo momento de la venta de la acción.

En la realidad, las cantidades que forman la serie de cobros y pagos no se producen en el mismo instante temporal, no siendo por tanto comparables. Por ello, la rentabilidad se debe estimar como la tasa que iguala el importe de la inversión inicial (precio de compra del título) a la suma de los valores actualizados de los flujos posteriores.

Siendo:

$r = \text{tasa de rentabilidad}$

$F_0 = \text{flujo inicial} = \text{precio de compra del título}$

$F_t = \text{flujo de fondos en el período } t$

$n = \text{número de períodos de duración de la inversión}$

$$F_0 = \sum_{t=1}^n \frac{F_t}{(1+r)^t}$$

En este caso, supondríamos que los flujos del período  $t$  se producen al final del mismo, pero esta fórmula da la posibilidad de subdividir el período, tanto como se crea conveniente.

Por el contrario, si los períodos son inferiores a 1 año, la rentabilidad que se ha obtenido con el cálculo, está en términos sub anuales. Para convertir esa rentabilidad obtenida en términos anuales, se puede emplear la fórmula del interés compuesto.

Siendo:

$r_a =$  *tasa de rentabilidad anual*

$r_s =$  *tasa de rentabilidad sub – anual*

$d =$  *número de subperíodos en que se divide el año (días, meses, trimestres)*

$$r_a = (1 + r_s)^d - 1$$

No obstante, ante una ampliación de capital el inversor puede adoptar distintas decisiones (concurrir a la ampliación, vender todos los derechos preferentes o una decisión intermedia). Para estimar la rentabilidad debemos conocer qué decisión tomó el inversor.

Las ampliaciones de capital, influirán en la rentabilidad obtenida. Por ejemplo, la rentabilidad de una acción durante un período para dos inversores, donde uno de ellos ha decidido no concurrir a las ampliaciones de capital y procede a la venta de sus derechos de suscripción y el otro inversor ha seguido la política contraria es decir, concurrir a las ampliaciones de capital, incluso adquiriendo derechos de suscripción. En este caso, la rentabilidad será distinta y dependerá tanto del valor de emisión de las nuevas acciones como de la evolución posterior del mercado. Si la evolución de los precios es al alza, el segundo de los inversores ha acertado, si por el contrario bajan los precios, el primer inversor será el que obtenga mayor rentabilidad por haber desinvertido a tiempo.



Al respecto, Galán Herrero, F. (2004)<sup>10</sup> señala que para realizar un estudio objetivo de la rentabilidad de los títulos en la bolsa, se ha de eliminar las consecuencias que las decisiones particulares de cada inversor tienen sobre la rentabilidad del título, es decir, precios ajustados por *splits*,<sup>11</sup> dividendos y/o ampliaciones de capital. Por ello, en la parte empírica de este trabajo, se calculará la rentabilidad mensual de los valores partiendo del supuesto de “operación blanca”, es decir, durante el período de estudio no se producen ni desembolsos adicionales a la compra inicial del título, ni cobros previos a la finalización del período en cuestión. Esta operación blanca, supone que en el caso que se produzca un reparto de dividendos, el importe va a ser reinvertido en la compra de más títulos de la sociedad que ha pagado el dividendo, no produciéndose ningún flujo positivo de fondos. En el caso de las ampliaciones de capital, el inversor vende parte de sus derechos de suscripción, empleando este importe en desembolsar las acciones que suscribe utilizando los restantes derechos.

### 2.1.2 Rentabilidad *a priori*

Cuando la rentabilidad se calcula *a priori*<sup>12</sup> se trata de una variable aleatoria de carácter subjetivo que no se conoce con certeza. Por ser variable aleatoria, podrá tomar distintos valores, con probabilidades determinadas. La medida de rentabilidad se obtiene con la esperanza matemática de dicha variable aleatoria.

Esta rentabilidad se estima cuando es necesario decidir sobre la conveniencia o no, de hacer en el momento presente, una inversión financiera con la esperanza de obtener unos resultados en el tiempo futuro. En este caso, se debe olvidar lo cierto para entrar en el terreno de lo probable. Esta rentabilidad se basa en el hecho de que los flujos de caja

---

<sup>10</sup> GALÁN HERRERO F. (2004). “Riesgo, Rentabilidad y Eficiencia de Carteras de Valores”. Editorial Desclee De Brouwer. Bilbao, p. 22.

<sup>11</sup> También se conoce como ampliación accionaria. Es una práctica bursátil que consiste en la reducción o desdoblamiento del valor nominal de las acciones de la empresa. Esta operación consiste en aumentar el número de acciones en circulación transformando cada acción actual en 2, 3 ó n acciones nuevas, que lógicamente valdrán la mitad o un tercio del valor actual. En el *split* no hay desembolso de nuevo capital por parte del accionista, sino una disminución en el valor nominal de las acciones. Esta operación se realiza, cuando el precio de mercado de la acción es muy alto y resulta poco asequible para el inversor individual. Los *splits* de acciones no son un fenómeno reciente, por ejemplo en la Bolsa de New York se indicaba, que entre 1921 y 1930 eran más de 150 las compañías que habían desdoblado sus acciones. Mientras que en España, se trata de una decisión financiera que en los últimos años está siendo utilizada comúnmente por las empresas cotizadas en la Bolsa de Madrid, especialmente desde la década de 1990.

<sup>12</sup> También es conocida como rentabilidad esperada porque se refiere a la rentabilidad que creemos que vamos a obtener en el futuro con una inversión.

provenientes de un título, dado que son futuros, no pueden ser ciertos y por eso son una variable aleatoria.

La inversión inicial es conocida con certeza, pero los flujos futuros son estimados en función de unas probabilidades asignadas por el inversor, quien se apoya en la experiencia propia y en la información que pueda disponer, tanto de la inversión en cuestión como la coyuntura económica en general.

La rentabilidad esperada se puede calcular aplicando una probabilidad empírica o una subjetiva. Se emplea la probabilidad empírica cuando se piensa que la variable objeto de análisis se comportará en el futuro como lo ha hecho en el pasado y se ha observado y cuantificado este comportamiento pasado. Se utiliza la probabilidad subjetiva cuando la probabilidad se asigna a partir del grado de creencia que una persona pueda tener sobre el comportamiento futuro de una variable.

Cuando un cambio de coyuntura económica hace imposible suponer que el título valor se comportará en el futuro próximo de forma equivalente a cómo se comportó en el pasado próximo, es recomendable emplear el método de la probabilidad subjetiva. Y en caso de estar en una situación de total incertidumbre, también se debe estimar la rentabilidad utilizando la probabilidad subjetiva (tal cual juego de azar). La fórmula que se utiliza para calcular la rentabilidad *a priori* es:

$$E(R_i) = \sum_{i=1}^n R_{it} * Pr_{it}$$

Donde:

$E(R_i)$  = rentabilidad esperada del título  $i$

$\sum_{i=1}^n$  = sumatoria desde  $i$  (primer evento) hasta  $n$  (último evento de rentabilidad posible)

$R_{it}$  = cada una de las rentabilidades posibles del título  $i$

$Pr_{it}$  = probabilidad que ocurra cada rentabilidad posible asignada

## 2.2. Riesgo

El término riesgo puede denotar distintos significados. En este caso indica incertidumbre o volatilidad en las operaciones financieras, debido a fluctuaciones en el precio de mercado de las acciones y por tanto en el comportamiento de la rentabilidad de los títulos.

### **2.2.1 Noción de riesgo**

El riesgo de un título en bolsa, surge por la posibilidad que un valor en el mercado varíe. En cambio si el precio de mercado de una acción o su incremento, permanece constante día a día, el riesgo del título es nulo. Por esto, el riesgo de las acciones debe recoger la evolución de su precio de mercado.

Toda inversión lleva implícita una inseguridad en los resultados o en su rentabilidad. Aunque se espere una rentabilidad determinada, no se sabrá el verdadero valor obtenido de la misma, hasta que no culmine el período de la inversión y por tanto, existe un riesgo.

El riesgo o volatilidad se puede medir por medio de la variabilidad de la acción en el mercado. Esa volatilidad en los precios<sup>13</sup> viene dada por la previsión de cuál pueda ser el entorno macroeconómico, nacional e internacional, así como la solidez comercial, económica y financiera de la propia empresa y por tanto, estos factores determinarán un escenario de progresión lisa de las cotizaciones bursátiles, o por el contrario, un escenario de fuertes incrementos y descensos diarios en los precios. Tampoco, se debe olvidar que acontecimientos inesperados, tanto del entorno macroeconómico o político, como internos de la propia empresa, pueden invalidar cualquier previsión de un escenario futuro hecha de antemano.

Por este motivo, la rentabilidad obtenida por ejemplo en un semestre, es un estimador débil de la rentabilidad que pueda calcularse para el semestre siguiente, mientras que la desviación típica de las rentabilidades diarias a lo largo de un semestre, constituye un estimador eficaz, aunque no seguro, de la desviación típica de las rentabilidades diarias en el semestre siguiente. Es por ello, que se puede definir el riesgo como la variabilidad de la rentabilidad diaria de una acción.

---

<sup>13</sup> Medida a través de la desviación típica.

Teóricamente, un título se considera completamente seguro en la medida en que día tras día, su cotización mantiene la dirección con valores muy similares. Por el contrario, un título es considerado arriesgado en la medida en que de un día a otro, fluctúa con significativas diferencias tanto en el signo como en los intervalos de valores de cotización.

Entre las causas de la variabilidad de un título se pueden mencionar: cambios en el nivel de los intereses bancarios, en la tasa de cambio de las divisas, la variación de las rentabilidad de los negocios de la sociedad emisora del título, los cambios que la sociedad emisora de las acciones introduzca en su política de distribución de dividendos, las acciones de los agentes en el mercado de capitales (vendedores y compradores de títulos cuya oferta y demanda en el mercado de capitales fija diariamente los precios de mercado), entre otros.

Si la rentabilidad esperada es una variable aleatoria, y toda variable aleatoria se define por su valor medio y la dispersión de los datos en torno a ese valor medio, entonces el valor medio define la rentabilidad esperada y esa variabilidad de los datos respecto a la media será el riesgo o volatilidad de la acción estudiada.

### 2.2.2 Tipos de riesgo y forma de estimarlo

Existen dos tipos de riesgo, el sistemático y el diversificable o específico. De la suma de estos dos riesgos, resulta el riesgo total de un título, el cual es medido a través de la varianza o desviación típica de la variación de los precios de una serie cronológica. La varianza viene dada por media aritmética de los cuadrados de las desviaciones con respecto a la media:

$$\sigma^2(R_{it}) = \sum_{i=1}^n [(R_{it} - \bar{X}_{R_{it}})^2 / n]$$

$$\sum_{i=1}^n \left( \frac{R_{it}^2}{n} \right) - \bar{X}_{R_{it}}^2$$

Mientras que la desviación típica es la raíz cuadrada de la varianza:

$$\sigma(R_{it}) = \sqrt{\sigma^2 R_{it}}$$

La desviación típica es la medida más empleada, porque su dimensión es idéntica a la de la variable, a diferencia de la varianza donde las diferencias de los valores de la variable con respecto a su media, aparecen elevadas al cuadrado.

El riesgo diversificable o específico es el riesgo propio del título, depende de las características específicas de la empresa, de la naturaleza de su actividad productiva, la competencia de la gerencia, solvencia financiera o grado de endeudamiento, una huelga de los empleados, entre otros aspectos. Este riesgo puede evitarse o disminuirse diversificando la inversión es decir, invirtiendo en títulos de distintas sociedades.

El otro tipo de riesgo, llamado sistemático o de mercado, no depende de las características individuales del título, sino de otros factores (coyuntura económica general), que inciden sobre el comportamiento de los precios en el mercado de valores. Este tipo de riesgo es imposible eliminar mediante la diversificación, dada la correlación existente entre la rentabilidad del título en cuestión con las rentabilidades de otros títulos a través del índice bursátil que resume la evolución del mercado.

Sin embargo, existen acciones que poseen más riesgo sistemático que otras. Según el Modelo de Mercado de Sharpe<sup>14</sup> el coeficiente que relaciona el riesgo no sistemático de una acción y el riesgo de mercado se conoce con el nombre de coeficiente beta  $\beta$  de la acción.<sup>15</sup>

Cuando un inversor compra títulos en el mercado de valores con el fin de reducir el riesgo, tiene sentido la diversificación si las rentabilidades de los diferentes títulos adquiridos no están correlacionados, o tienen distinto grado de correlación con el índice del mercado.

Se puede estimar la relación entre la rentabilidad y el riesgo de los títulos por medio del referido Modelo de Mercado de Sharpe (1963) o modelo diagonal que es una simplificación del Modelo de Selección de Carteras propuesto por Markowitz (1952)<sup>16</sup>.

---

<sup>14</sup> Será explicado en el apartado del Modelo de Mercado.

<sup>15</sup> Una forma de medir el riesgo total (riesgo sistemático más riesgo diversificable), es a través de la línea característica del título, empleando el ajuste de la regresión entre las rentabilidades del título y las del mercado. La pendiente de la renta es la beta  $\beta$  que representa la medida de riesgo sistemático asociado al título.

<sup>16</sup> MARKOWITZ, H (1952). *op. cit.*, pp. 77-91.

### 2.3 Modelo de Mercado

Este modelo propuesto por Sharpe (1963)<sup>17</sup> surgió a partir del modelo diagonal propuesto por este mismo autor y fue el resultado de un proceso de simplificación que realizó del modelo de Markowitz. El Modelo de Mercado puede operar con la inexistencia de interrelaciones entre los títulos, porque se fundamenta en la dependencia estadística de tipo lineal existente entre la rentabilidad de los títulos y la del mercado (índice bursátil), lo cual es explicado por Gómez-Bezares (1991)<sup>18</sup> así:

...este modelo supone que las relaciones entre las rentabilidades de los valores se deben únicamente a la relación que todos tienen con un índice de mercado, facilitando el cálculo de  $\Sigma$  -matriz de varianzas y covarianzas entre las rentabilidades de los diferentes títulos que operan en el mercado-.

Por tanto, la nomenclatura del modelo de mercado se basa en la ecuación de la regresión lineal.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad \text{Donde:}$$

$R_{it}$  = rentabilidad del título  $i$  para el período  $t$ .

$\alpha_i$  = término independiente del modelo, expresa la parte del rendimiento del título  $i$  que es independiente del mercado.

$\beta_i$  = parámetro que mide las variaciones en la rentabilidad del título  $i$  frente a variaciones en el rendimiento del mercado.

$R_{mt}$  = rentabilidad obtenida por el mercado en el momento  $t$ .

$\varepsilon_{it}$  = perturbación aleatoria. Es aquella parte de la rentabilidad restante que no se explica por el modelo debido a la presencia de otros factores no contemplados por el modelo.

Las hipótesis del modelo de mercado vienen dadas por  $\varepsilon_{it}$ , el término de error tal que para cada valor  $R_{mt}$  se tiene que:

---

<sup>17</sup> SHARPE W. (1963). "A Simplified Model for Portfolio Analysis" *Management Science* Volumen 9 número 2, pp. 277–293.

<sup>18</sup> GÓMEZ-BEZARES, F.(1991). *Dirección Financiera. Teoría y aplicaciones*. Editorial Desclee de Brouwer, S.A. 2º edición, España, p. 165.

$\varepsilon_{it} = 0$  Variables aleatorias con media cero.

$VAR(\varepsilon_{it}) = \sigma^2 \varepsilon_{it}$  Variables aleatorias todas con la misma varianza, para todo  $t$  (homocedasticidad).

$COV(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it'}) = 0$  Para todo  $t, t'$  (no autocorrelación).

$COV(\varepsilon_{it}, R_{mt}) = 0$  no correlación para todo  $t$ .

Del modelo de mercado se puede obtener la ecuación del riesgo total de un título:

$$\sigma^2(R_{it}) = \underbrace{\beta_i^2 \sigma^2(R_{mt})}_{\text{R. sistemático}} + \underbrace{\sigma^2(\varepsilon_i)}_{\text{R. diversificable}}$$

Del mismo también se puede obtener el coeficiente beta de un título:

$$\beta_i = \frac{COV(R_{it}, R_{mt})}{\sigma^2(R_{mt})}$$

Dado que el modelo de mercado tiene como condición la relación entre las rentabilidades de los títulos y el índice del mercado, de allí surge la ecuación siguiente, bajo la condición de no relación entre las rentabilidades de los títulos, excepto por lo que se refiere a su relación con el mercado:

$$COV(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0 \quad \text{si } i \neq j$$

$$COV(R_i, R_j) = E\{[R_i - ER_i][R_j - ER_j]\} =$$

$$E = (\{\beta_i[R_{mt} - ER_{mt}] + \varepsilon_i\}\{\beta_j[R_{mt} - ER_{mt}] + \varepsilon_j\}) =$$

$$\beta_i \beta_j E[R_{mt} - ER_{mt}]^2 = \beta_i \beta_j \sigma^2 R_{mt} = \frac{COV(R_i R_{mt}) COV(R_j R_{mt})}{\sigma^2 R_{mt}}$$

Con esta última fórmula se observa el proceso de simplificación que Sharpe realizó del modelo de Markowitz. Como se indicó anteriormente, el modelo puede operar sin la existencia de interrelaciones entre los títulos porque plantea que la relación existente está dada únicamente de manera indirecta a través del índice de mercado, por tanto, es innecesario conocer las covarianzas entre cada pareja de títulos para conocer  $\Sigma$ .

Si se tiene una cartera con rentabilidad  $P$  compuesta por varios títulos en las proporciones del vector  $W$  (tiene ceros para los títulos que no están en  $W$ ), y  $R_{mt}$  la rentabilidad de mercado, el vector  $R_{it}$  que tiene las rentabilidades de todos los títulos,  $\alpha$  y  $\beta$  los parámetros de la regresión y  $\varepsilon$  el parámetro de las perturbaciones, el modelo de mercado queda así:

$$R = \alpha + \beta R_{mt} + \varepsilon_{it}$$

$$E(R) = \alpha + \beta E(R_{mt})$$

$$P = W'R = W'\alpha + W'\beta R_{mt} + W'\varepsilon$$

Los coeficientes de la regresión de la cartera  $P$  son combinación lineal de los títulos que forman la cartera, además:

$$E(P) = W' \cdot E(R) = W'\alpha + W'\beta E(R_{mt})$$

Siendo la  $\Sigma$  matriz de varianzas y covarianzas de los títulos tendremos:

$$\sigma^2(P) = W' \cdot \Sigma \cdot W$$

$$COV(R, P) = \Sigma \cdot W$$

Sabiendo que  $\beta$  es igual a:

$$\beta = \frac{Cov(R, R_{mt})}{\sigma^2 R_{mt}} = \frac{\sigma_{R_i R_{mt}}}{\sigma_{R_{mt}}^2}$$



Se puede llegar a la fórmula equivalente de la covarianza de un título y el mercado, pero en este caso la covarianza de la cartera  $P$  y el mercado, considerando la varianza de cada título.

$$\begin{aligned} \Sigma &= E\{[R - E(R)][R - E(R)]'\} = E(\{\beta[R_{mt} - ER_{mt}] + \varepsilon\}\{\beta'[R_{mt} - ER_{mt}] + \varepsilon'\}) = \\ &= \beta\beta'E\{[R_{mt} - ER_{mt}]^2\} + E(\varepsilon\varepsilon') = \beta\beta'\sigma^2 R_{mt} + E(\varepsilon\varepsilon') = \\ &= \frac{COV(R, R_{mt})[COV(R, R_{mt})]'}{\sigma^2 R_{mt} + \sigma^2 \varepsilon} \end{aligned}$$

La varianza de la cartera o riesgo total de la cartera será entonces:

$$\sigma^2(P) = \underbrace{W'\beta\beta'W \cdot \sigma^2(R_{mt})'}_{\text{Riesgo sistemático}} + \underbrace{W' \cdot \sigma^2 \varepsilon \cdot W}_{\text{Riesgo diversificable}}$$

En el caso de una cartera diversificada, los términos de  $W$  valen  $\frac{1}{n}$  y  $n$  tiende a infinito. Si al valor más grande de  $\sigma_2 \varepsilon_i$  se le denomina  $K (K \geq \sigma^2 \varepsilon_i)$  para todo  $i$ , la segunda parte de la fórmula anterior, quedaría así:

$$W' \cdot \sigma^2 \varepsilon \cdot W \leq W' \cdot W \cdot K = \frac{n \cdot K}{n^2} \text{ tiende a cero.}$$

Por tanto, el riesgo diversificable desaparece con una buena diversificación,<sup>19</sup> pero se mantiene el riesgo sistemático. Cuando un inversor compra títulos en el mercado de valores con el fin de reducir el riesgo, tiene sentido la diversificación si las rentabilidades de los diferentes títulos adquiridos no están correlacionados, o tienen distinto grado de correlación con el índice del mercado.<sup>20</sup>

Se puede decir que la cartera bien diversificada es que aquella que genera un ajuste lineal entre la rentabilidad de cada título y la del mercado, y a esa recta de regresión se le denomina Línea Característica del Título (LCT). Uno de los criterios para la clasificación

<sup>19</sup> Incorporando en una cartera, empresas de distintos sectores.

<sup>20</sup> La condición de no relación entre las rentabilidades de los títulos  $COV(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0$  si  $i \neq j$  se incumple cuando los títulos tienen iguales varianzas y covarianzas con el mercado (homocedasticidad).

de los activos financieros es el basado en el coeficiente de volatilidad o beta ( $\beta$ ) de Sharpe que representa la pendiente de la LCT y mide la variabilidad o volatilidad de la rentabilidad de un título en relación con la variabilidad de la rentabilidad del mercado<sup>21</sup>.

Según este criterio, los activos financieros se clasifican en 5 categorías:

1. Activos poco volátiles o defensivos, aquellos cuya beta es inferior a la unidad pero mayor que cero, es decir,  $0 < \beta_i < 1$ . Tienen poca relación con el mercado, varían menos que el mercado y tienen poco riesgo sistemático.
2. Activos muy volátiles o agresivos, aquellos cuya beta es superior a la unidad, es decir,  $\beta_i > 1$ . Son títulos que varían más que el mercado y en el mismo sentido.
3. Activos de volatilidad normal o neutros, aquellos cuya beta igual a la unidad, es decir,  $\beta_i = 1$ . Son títulos que responden a variaciones del mercado con movimientos similares a los de este y en el mismo sentido.
4. Activos sin volatilidad o sin riesgo sistemático, aquellos activos cuya beta es próxima o igual a cero (0), no tienen ninguna relación con el mercado y su riesgo es todo el riesgo no sistemático o diversificable.
5. También pueden existir títulos con beta negativa  $\beta_i < 0$ , los cuales son útiles para disminuir el riesgo total de la cartera, se les denomina títulos superdefensivos y no es frecuente encontrarlos.

Aquí culmina la explicación teórica del Modelo de Mercado la cual se retomará nuevamente cuando se estudie la HEM en su forma semifuerte a través de los contrastes del *Capital Asset Pricing Model* (CAPM). A continuación se inicia el estudio de la teoría de la Hipótesis de la Eficiencia del Mercado (HEM).

## **2.4. Introducción a la Teoría de la Hipótesis de la Eficiencia del Mercado**

---

<sup>21</sup> Cuanto mayor sea el valor de beta, más fuertes serán las variaciones soportadas por la rentabilidad del activo analizado y por tanto, mayor riesgo asociado poseerá el título analizado.

La teoría de la Hipótesis de la Eficiencia del Mercado (HEM) señala que el mercado de valores es eficiente cuando los analistas e inversores consideran que el precio de mercado de un título es una buena estimación de su precio teórico o intrínseco, porque el mismo está adecuadamente valorado. En el precio de mercado del título se refleja la información pública disponible y además este precio se ajusta rápidamente a la nueva información que pueda aparecer.

Por tanto es imposible lograr superar el mercado de forma permanente, excepto por medio de información privilegiada o suerte, porque la información o noticias futuras que influyen en el precio de los títulos, es aleatoria y desconocida. Simplemente, algunos inversores o analistas sobrerreaccionan mientras que otros infrarreaccionan ante las noticias de manera aleatoria. Algunos eventos del mercado como las burbujas, *crash* y depresiones son compatibles con la HEM, siempre y cuando no sean predecibles.

En el presente apartado se analizan conceptos como la HEM y *random walk*, se presentan las formas de Eficiencia del Mercado, las características de los mercados perfectamente eficientes y las consecuencias de la eficiencia de los mercados.

#### **2.4.1 Hipótesis de la Eficiencia del Mercado y *random walk***

Las concepciones de Hipótesis de la Eficiencia del Mercado (HEM) y *random walk* están estrechamente relacionadas y se explicarán por separado.

La **primera** concepción está relacionada con el proceso de formación de los precios de las acciones en el mercado y tiene implícitas las premisas que las rentabilidades esperadas deben estar en equilibrio y en función del riesgo inherente es decir, deben reflejar un precio justo y en el cual se refleje la información relevante. Las variaciones en los precios deben ser independientes, es decir, con una correlación entre ellos a lo largo del tiempo, igual a cero (0). Este es el fundamento del comportamiento aleatorio de los precios y por tanto, las rentabilidades históricas no tendrán ninguna influencia sobre las rentabilidades futuras.

Desde los años 60 se ha defendido la teoría de la HEM, la cual se encarga del estudio del comportamiento de las cotizaciones bursátiles, para verificar que los precios de las acciones reflejan la mejor y más completa información disponible es decir, si el mercado es eficiente, los inversores no pueden ganar en forma constante a un índice simple de precios de acciones, el cual representa al mercado.

También Cootner (1962),<sup>22</sup> expresó el concepto de eficiencia del mercado de la manera siguiente:

Aunque los compradores o vendedores individuales pueden actuar con ignorancia; tomados como un todo, los precios de tal mercado reflejarán la mejor evaluación del conocimiento disponible en cada momento. Si un grupo sustancial de inversores pensara que los precios son demasiado bajos, sus compras forzarían los precios al alza. La inversa también sería cierta para los compradores... En este ámbito, las únicas variaciones de precio que podrían ocurrir, serían las resultantes de nueva información. Dado que no hay razón para esperar que la información no sea aleatoria en su aparición, las variaciones de período a período, del precio de un valor, deberían ser movimientos aleatorios, estadísticamente independientes entre sí. El nivel de los precios, bajo estas condiciones, describiría lo que los estadísticos denominan un recorrido aleatorio, y los físicos un movimiento browniano.

Para Samuelson (1965),<sup>23</sup> en un mercado eficiente los precios fluctúan al azar y para ello el mercado debe cumplir las condiciones siguientes:

- No existen costes de transacción, es decir, los mismos deberían ser igual a cero (0).
- La información está a disposición de todos los inversionistas y sin coste para ellos.
- Todos los participantes en el mercado tienen igual horizonte de tiempo y expectativas homogéneas respecto a los precios.

Se considera que podría ser difícil encontrar un mercado en el cual se cumplan estas 3 condiciones de manera concurrente, lo cual hace que se puedan formar ineficiencias en

---

<sup>22</sup> COOTNER, P.H., (1962). "Stock Prices: Random Versus Systematic Changes", *Industrial Management Review*, Vol.3, Num. 2. Primavera, pp. 24-45.

<sup>23</sup> SAMUELSON P. (1965). "Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly". *Industrial Management Review*, Vol. 6, pp. 41-49.

el mercado, aunque no constantes en el tiempo. Sin embargo, Gómez B, Madariaga y Ugarte (1988),<sup>24</sup> señalan que la inexistencia de alguna de estas condiciones tampoco garantiza la pérdida de la eficiencia. Los costes de transacción altos podrían abstenen el flujo de transacciones, aunque cuando se produzcan los precios reflejarían la información disponible.

Así, un mercado eficiente supone la existencia de condiciones de un mercado perfectamente competitivo, el comportamiento racional de quienes operan en dicho mercado y las condiciones de información gratis, aunque estas utópicas condiciones sean difíciles de encontrar porque en la realidad muchas veces es costoso recolectar y procesar la información. No obstante, en un mercado donde esto cueste dinero, los analistas probablemente podrían identificar valores mal evaluados y su ganancia, al hacerlo, sería desplazada esta última por los costes en que incurrió. (Alexander, Sharpe y Bailey, 2003).<sup>25</sup>

Si resulta demasiado costoso obtener buena información, los inversionistas que tengan que hacer iguales esfuerzos ante el gasto de conseguirla, deben ganar tasas de rendimiento anormales, lo suficientemente grandes para cubrir estos gastos. Sin embargo, cuando obtenemos la cifra neta correspondiente a sus costes, su rendimiento neto es el mismo que el rendimiento neto de los inversionistas que seleccionan sus carteras al azar. (Weston y Copeland, 1995).<sup>26</sup>

Otra definición de mercado eficiente que supone que los precios reflejan toda la información disponible y orienta a sus partícipes acerca de cómo deben ser sus decisiones de inversión fue planteada por Fama (1970)<sup>27</sup>:

El mercado ideal es aquel, en el que los precios proporcionan indicaciones exactas para la asignación de recursos. Esto es, un mercado en que las empresas puedan llevar a cabo decisiones de producción e inversión, y en el que los inversores puedan elegir entre los títulos valores que representan las propiedad de la empresa,

---

<sup>24</sup> GÓMEZ B. F, MADARIAGA J.A. y UGARTE J.V. (1988) "La eficiencia en el mercado bursátil español". *Actualidad Financiera*, Nº 42, pp. 2238-2250.

<sup>25</sup> ALEXANDER G.J., SHARPE W.F., BAILEY J.V. (2003). "*Fundamentos de Inversiones, Teoría y Práctica*". Editorial Pearson Prentice Hall. Tercera Edición, Méjico, pp. 72-76.

<sup>26</sup> WESTON J. y COPELAND T. (1995). "*Finanzas en Administración*". Novena edición. Volumen I. Editorial Mc Graw Hill, p.111-116.

<sup>27</sup> FAMA. E. (1970) "Efficient Capital Markets. A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*. Vol. 25, Nº 2, Mayo, pp. 383-417.

bajo el supuesto de que los precios de los mismos, reflejan por completo, en todo momento, toda la información disponible.

Posteriormente, Fama (1976)<sup>28</sup> señaló también que las condiciones necesarias para un mercado eficiente no son muy inflexibles. El mercado será eficiente si la información es obtenida al mismo tiempo por un número suficiente de inversionistas, si los costes de transacción son razonables, y si no hay diferencias significativas en el desempeño de los diferentes participantes.

Por su parte Jacquillat y Solnik (1975)<sup>29</sup> definieron un mercado eficiente como aquel mercado “que incluye instantáneamente las consecuencias de los acontecimientos pasados y refleja en forma precisa las expectativas expresadas sobre los acontecimientos futuros. Así, el precio de un bien financiero es en todo momento una buena estimación de su valor intrínseco.”

Lo anteriormente expuesto se puede interpretar así: en un mercado eficiente el precio de mercado de las acciones<sup>30</sup> representa una buena estimación del valor real de la empresa; en ese mercado existe competencia entre los inversores lo cual permite que cada acción refleje su precio justo, de acuerdo con sus características de rentabilidad y riesgo. El mercado eficiente supone la inexistencia de información privilegiada porque el precio de mercado reflejaría toda la información, no solo los datos actuales sino también las previsiones y por tanto, su funcionamiento despierta confianza entre los inversores.

Además, un mercado eficiente refleja total e inmediatamente un conjunto de información en el precio de los títulos valores y es un buen indicador del valor de inversión, valor justo y valor intrínseco, que no es otra cosa que el valor presente de los comportamientos o anuncios futuros de un título o valor estimado por el analista (Alexander, Sharpe y Bailey, 2003).<sup>31</sup>

Dicho de otra forma, el mercado eficiente es aquel donde el precio de cada título es igual a su valor de inversión en todo momento y por tanto, incluso usando este conjunto de

---

<sup>28</sup> FAMA, E. (1976). *“Foundations of Finance”*. New York: Basic Books.

<sup>29</sup> JACQUILLAT, B. y SOLNIK B. (1975). *“Mercados Financieros y Gestión de Carteras de Valores”*, Editorial Tecniban S.A., Madrid, p. 22.

<sup>30</sup> También utilizaremos indistintamente los términos precios bursátiles o cotizaciones bursátiles.

<sup>31</sup> ALEXANDER G.J., SHARPE W.F., BAILEY J.V. (2003) *op. cit.* p.73.

información para componer las órdenes de compra y venta, es imposible obtener ganancias extraordinarias a menos, que sea por casualidad o por suerte.

Por lo anteriormente referido, en un mercado eficiente los inversionistas sólo obtendrán una tasa de rendimiento normal sobre sus inversiones y tal como señala Rodríguez y Fermín (2006),<sup>32</sup> el pequeño inversor podría estar protegido de los efectos perjudiciales que le pudiera derivar su inexperiencia sobre el funcionamiento de un mercado, porque todos los inversores especializados o no, tendrían el mismo grado de información y por tanto, las mismas posibilidades de perder o ganar.

En este sentido Alexander, Sharpe y Bailey (2003)<sup>33</sup> hacen referencia a la eficiencia interna y externa que debe caracterizar a un mercado de asignación eficiente. El mercado es eficiente externamente cuando la información se difunde de manera rápida y amplia, lo cual permite que el precio de cada título se ajuste de manera rápida, objetiva y justa a la nueva información, y además refleje de manera real el valor de inversión; mientras que un mercado es eficiente internamente cuando los corredores, intermediarios u operadores de bolsa compiten de manera transparente y ecuánime y logran reducir el coste de las transacciones y la rapidez de las mismas. Así mismo, sostienen que el tipo de eficiencia que mayor interés ha despertado entre profesionales y académicos desde 1960 ha sido la eficiencia externa.<sup>34</sup>

Por su parte Martínez A. E. (1993)<sup>35</sup> ratifica las hipótesis de la teoría de la Eficiencia del Mercado haciendo referencia a cuatro condiciones no excluyentes, que deben verificarse para se mantenga la eficiencia en el mercado. Estas condiciones son:

1) Toda la información es pública, por tanto está al alcance de todos y además es gratis. En otras palabras, no debe existir información privilegiada en poder de unos pocos participantes del mercado, que manipulen las cotizaciones bursátiles;

---

<sup>32</sup> RODRÍGUEZ L.M. y FERMÍN J.S. (2006). "Mercado eficiente y caminata aleatoria en la Bolsa de Valores de Caracas". *Asociación Interciencia*, Caracas Venezuela, diciembre, año/vol. 31, número 012, pp. 888-893.

<sup>33</sup> ALEXANDER G.J., SHARPE W.F., BAILEY J.V. (2003) *op. cit.* p. 76.

<sup>34</sup> Se refiere a la eficiencia en su forma débil y semifuerte que se explican en los próximos apartados.

<sup>35</sup> MARTÍNEZ ABASCAL, E. (1993). "*Eficiencia Débil del mercado bursátil español y comparaciones internacionales*", Editorial Afanias. Publicación de la Bolsa de Madrid, volumen 3. Madrid.

2) No hay costes de transacción;

3) Todos los inversores coinciden en su apreciación sobre el comportamiento de los precios. El equilibrio del modelo de la teoría de la HEM es denominado equilibrio paretiano,<sup>36</sup> por cuanto debe existir un precio de mercado en el que todos los actores deben coincidir. Según la teoría, ese precio de la acción debe seguir un comportamiento aleatorio y podría ser distinto al precio de equilibrio en un momento determinado, sin embargo, instantáneamente volvería a su precio de equilibrio justamente cuando la acción recoge la nueva información y ese ajuste del precio de la acción es casi inmediato;

4) Los inversores son seres inteligentes que buscan la maximización de su beneficio.

La **segunda** concepción, es la teoría de *random walk*, la cual ha sido muy discutida y ha logrado validez empírica tanto en el campo académico como profesional. También es conocida como Hipótesis de *random walk (RWH)* y Jacquillat y Solnik (1975)<sup>37</sup> la denominan la teoría del comportamiento errático o teoría de la evolución aleatoria. Esta teoría supone que los precios de mercado de las acciones siguen un comportamiento aleatorio y recogen toda la información disponible significativa es decir, los precios futuros dependen de nuevas informaciones y por ello son impredecibles.

La Teoría de *random walk* requiere del cumplimiento de dos hipótesis centrales: por una parte que los sucesivos cambios en los precios de las acciones sean independientes entre sí y por la otra, que las variaciones en los precios provengan de una determinada función de distribución de probabilidad (Swoboda C, 2001).<sup>38</sup>

---

<sup>36</sup> Para entender el equilibrio paretiano suponga que en la medida que aumenta la demanda de un título se incrementa su precio de mercado hasta alcanzar su valor máximo o precio de equilibrio. Sin embargo, el precio de mercado de una acción podría ser distinto al precio del equilibrio paretiano entonces, es aquí cuando el inversor considera que debe comprar o vender sus acciones para obtener un rendimiento por la diferencia de cotizaciones. Por ejemplo, si una acción debe valer 100 euros y cotiza a 85 euros, este inversor comprará cantidades de esa acción porque piensa que obtendrá un rendimiento seguro. A medida que va comprando cantidades (aumenta la demanda y el precio también aumenta), alcanzando el precio de equilibrio paretiano, esto se debe a que la acción recoge toda la información actual, presente en el mercado y se ajusta el precio de inmediato.

<sup>37</sup> JACQUILLAT, B. y SOLNIK B. (1975) *op.cit.* p. 21.

<sup>38</sup> SWOBODA C.(2001). "La hipótesis del Random Walk en el Mercado de Valores de la Argentina. Período 1992-2000". <http://cdi.mecon.gov.ar/biblio/docelec/uncor/DT7.pdf> Fecha de la consulta: 19 de abril de 2004.



Este planteamiento ha sido tema de constante discusión desde que Fama (1970)<sup>39</sup> planteó la Hipótesis de Mercados Eficientes. Desde entonces, muchos estudios han señalado que las fluctuaciones de los precios accionarios siguen un camino aleatorio.

Al respecto, Alexander, Sharpe, & Bailey (2003)<sup>40</sup> afirman que los precios de los títulos valores en un mercado son aleatorios o imprevisibles, cuando se trata de un mercado perfectamente eficiente. Al producirse una nueva información esta se incorpora de forma inmediata en los precios de los títulos. En tal sentido sostienen:

Algunas personas afirman que los precios diarios de la acción siguen un comportamiento aleatorio, lo que significa que los cambios de precio de la acción (digamos, de un día para otro) se distribuyen de manera independiente e idéntica. El cambio de precio del día  $t$  al día  $t + 1$  no está influenciado por el cambio de precio del día  $t - 1$  al día  $t$ , y la cantidad del cambio de precio de un día para otro se puede determinar por el giro de una rueda de ruleta (utilizando todos los días la misma rueda de ruleta). Estadísticamente en un comportamiento aleatorio  $P_t = p_{t-1} + e_t$  donde  $e_t$  es un error aleatorio cuyo resultado esperado es cero, pero se puede esperar que su resultado real esté determinado por el giro de una rueda de ruleta. Los precios accionarios no necesitan seguir un camino aleatorio para que reflejen totalmente la información y para que los mercados sean eficientes.

Múltiples estudios empíricos han demostrado que los precios de los activos en un mercado fluctúan aleatoriamente alrededor de su valor intrínseco o precio justo. Esta evidencia se asocia a la tesis de la HEM por cuanto los precios de mercado de los títulos, incorporan toda la información a medida que se va produciendo y los precios de los títulos se comportan aleatoriamente.

Aun así, otros trabajos empíricos reflejan conclusiones en contra de las teorías de *random walk* y la HEM porque muestran evidencia significativa que los precios accionarios no siguen un proceso *random walk* y además revelan que los retornos de los títulos pueden ser predecibles, tal como lo señalan Aragonés y Mascareñas (1994)<sup>41</sup>:

Aquellos inversores que crean que los mercados financieros son eficientes se dedicarán a realizar una gestión pasiva de sus carteras puesto que pensarán que todo análisis de la información pasada y actual es una pérdida de tiempo. Sin embargo, **hay suficientes anomalías en dichos mercados** que justifican la búsqueda de activos financieros infravalorados. Si bien es cierto, que toda

<sup>39</sup> FAMA, E. (1970) *op.cit.* pp. 383-417.

<sup>40</sup> ALEXANDER G.J., SHARPE W.F., BAILEY J.V. (2003) *op. cit.* p. 74 y 84.

<sup>41</sup> ARAGONÉS J.R. y MASCAREÑAS J. (1994). "La eficiencia y el equilibrio en los mercados de capital." *Análisis Financiero*. Número 64, pp. 76-89.

estrategia de inversión que inicialmente comience batiendo al mercado será rápidamente contrarrestada por el resto de los inversores debido a la fuerte competencia existente en el mercado. Sólo la **consecución de una mejor información que el resto de los competidores** (información privilegiada incluida) puede dar una ligera superioridad a la gestión de las carteras realizada por profesionales. (negrillas propias).

Los estudios existentes en contra de las teorías de *random walk* y la HEM, han asumido que las series históricas se pueden predecir por distintos modelos basados en series de tiempo y han manifestado la capacidad predictiva de los precios accionarios. En las distintas metodologías empleadas se destacan el uso del coeficiente de Hurst,<sup>42</sup> modelos ARMA,<sup>43</sup> análisis de medias y varianzas junto con un estudio econométrico de ventanas temporales<sup>44</sup> para detectar efectos estacionales (efecto mes, efecto fin de semana), análisis técnico<sup>45</sup> (figuras hombro-cabeza-hombro, hombro-cabeza-hombro invertido, triángulo ascendente, triángulo descendente, doble suelo, doble techo y el triángulo expansivo), modelos ARIMA introducidos por Box y Jenkins, modelos ARCH y GARCH desarrollados por Engle y Bollerslev respectivamente y técnicas y métodos mas sofisticados como redes neuronales, algoritmos genéticos, entre otros.

#### 2.4.2 Formas de la Eficiencia del Mercado

El auténtico estudio acerca de la clasificación de la Eficiencia del Mercado fue presentado por Roberts Harry en su trabajo denominado *Statistical versus Clinical Prediction of the Stock Market*, siendo este un documento inédito presentado en el Seminario sobre el Análisis del Precio de los Valores, en la Universidad de Chicago en mayo de 1967, obra citada por Brealey y Myers.<sup>46</sup> Roberts fue quien propuso por primera vez, la clásica y universalmente utilizada, clasificación de las formas de la eficiencia de los mercados financieros: débil, semifuerte y fuerte. Posteriormente Fama (1970),<sup>47</sup> fue

---

<sup>42</sup> ESPINOSA C., (2008). "Memoria de Largo Plazo en el Mercado Bursátil Chileno". *Informe de negocios* N° 34, Enero. Universidad Santo Tomás.

<sup>43</sup> ESPINOSA C, PARISI F., PARISI A. (2005). "Evidence Of Chaotic Behavior In American Stock Markets". *Munich Personal RePEc Archive*. Online at <http://mpira.ub.uni-muenchen.de/2794/> Paper N° 2794, posted 07 Noviembre de 2007. Emplea el modelo ARMA: Modelo autorregresivo de media móvil, en inglés: *AutoRegressive Moving Average Models*. Conocido también como modelo Box-Jenkins, que se aplica a series temporales para predecir valores futuros de la misma.

<sup>44</sup> ESPINOSA, C. (2007). "Efecto Fin de Semana y Fin de Mes en el Mercado Bursátil Chileno". *Programa Socioeconómico*, Año 25, N° 34, enero-julio, pp. 8-17.

<sup>45</sup> DE LA LOMA A. (2008). "¿Son eficientes los mercados financieros?". [www.hispatrading.com](http://www.hispatrading.com) Fecha de la consulta: 28 de enero de 2008.

<sup>46</sup> BREALEY, R., Y MYERS, S., (1988) "*Fundamentos de Financiación Empresarial*". Editorial Mc Graw-Hill. p. 297.

<sup>47</sup> FAMA E. (1970) *op.cit.*, pp. 383-417.

reconocido por su aportes a la Hipótesis de la Eficiencia del Mercado (HEM), él se fundamentó en la clasificación aportada por Roberts y propuso dos conceptos fundamentales de la teoría sobre mercados eficientes. En primer lugar, Fama ratificó la definición de los 3 tipos de eficiencia: fuerte, semifuerte y débil. Segundo, señaló que la noción de eficiencia de los mercados no puede ser rechazada, sin un rechazo del modelo de equilibrio del mercado.

Con respecto a la clasificación de la HEM, existe evidencia que los primeros estudios de la eficiencia en su forma débil, iniciaron en los años 60 y desde entonces es una teoría contrastada y aceptable. A partir de la década de los 80, algunos autores comenzaron a dudar de ella y ha sido tema de investigación hasta la fecha. Según esta forma de eficiencia los precios siguen un *random walk*<sup>48</sup> o recorrido aleatorio y aunque en el futuro se verifiquen variaciones, no se sabe cuándo se realizarán, ni cuál será su magnitud es decir, con base en los precios históricos no se puede predecir nueva información sobre el futuro.

El concepto de eficiencia en su forma semifuerte señala que el precio de las acciones refleja totalmente la información pública disponible, de naturaleza económica y financiera de la empresa y de su entorno como son las variables económicas en general (precios pasados, estados financieros, proyecciones de ganancias, inflación, tipos de interés, crecimiento económico, PIB, entre otros), es decir, supone que todos los participantes del mercado cuentan con la misma información. Este tipo de eficiencia comprende la eficiencia débil.

Por último, la eficiencia fuerte supone que los precios bursátiles reflejan tanto la información pública disponible y conocida por todos los inversores como la información privilegiada que podrían poseer los gestores de la empresa. Eso significa que muestra la totalidad de la información instantáneamente, tanto pública como privada. Esta hipótesis supone que toda la información pública disponible es la histórica y la referente a los futuros planes de expansión publicitados por las empresas; prácticamente no debería existir

---

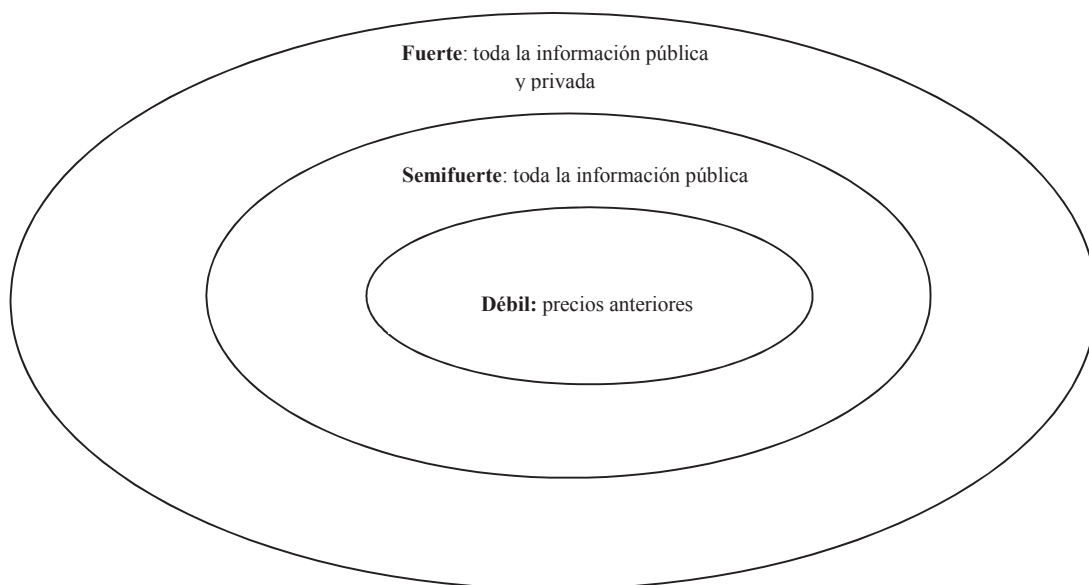
<sup>48</sup> La fórmula más sencilla del modelo de camino aleatorio es:  $\gamma_t = \mu + \gamma_{t-1} + \varepsilon_t$  siendo  $\gamma_t$  una variable aleatoria cualquiera (precio),  $\mu$  es el valor esperado del cambio de  $\gamma_t$  y  $\varepsilon_t$  es un elemento aleatorio que está independiente e idénticamente distribuido con media 0 y varianza  $\sigma^2$ . Sin embargo, han sido utilizados otros modelos como fue el modelo de martingala, siendo considerada por mucho tiempo la hipótesis de martingala como una condición de eficiencia de mercado y según esto, un proceso estocástico  $X_t$  cumple el principio de martingala cuando  $E\{X_{t+1}|X_t, X_{t+1}, \dots\} = X_t$ ; o indistintamente  $E\{X_{t+1} - X_t|X_t, X_{t+1}, \dots\} = 0$ .

información privilegiada. Sin embargo, no es fácil entender el funcionamiento de las empresas y el funcionamiento de los mercados. Por esto, los analistas financieros siempre tienen el inconveniente para decidir cuáles títulos comprar o vender y esta posición apoya la HEM.

La HEM en su forma fuerte es compleja de comprobar por la dificultad para observar el comportamiento de las transacciones privadas basadas en información disponible es decir, se presenta la dificultad para demostrar que los operadores en un mercado poseen información privilegiada que les permita obtener una clara rentabilidad extraordinaria.

Para hacer un repaso de las 3 formas de HEM se presenta el Gráfico 1, mediante el cual se explica cómo debería comportarse la información conforme a los niveles de eficiencia en un mercado.

**Gráfico 1: Tipos de eficiencia**



**Fuente:** (Alexander, Sharpe, & Bailey, 2003, p. 74)

El Gráfico 1 ilustra que la información disponible se amplía al pasar de un mercado débil a semifuerte y luego a un mercado fuerte. Si un mercado posee eficiencia fuerte tiene a su vez eficiencia semifuerte y débil. Un mercado con eficiencia semifuerte posee eficiencia débil.

### **2.4.3 Características de los mercados perfectamente eficientes**

Un sistema de mercados es perfectamente eficiente cuando todos los bienes en todos los mercados se asignan, utilizan y distribuyen de manera que, tanto los compradores como vendedores realizan intercambios o negociaciones justas, es decir cuando los individuos reciben en compensación al menos el valor de la contribución que hacen, obtienen una ganancia a cambio de esa contribución y se produce el nivel más alto de satisfacción posible.

Según Alexander, Sharpe y Bayley (2003)<sup>49</sup> consideraron los aspectos que podrían caracterizar los mercados perfectamente eficientes:

1. Los inversionistas deben esperar un rendimiento justo o normal de su inversión. Esto significa que en un mercado eficiente, no es beneficiosa ni lucrativa la búsqueda de activos financieros mal valorados para obtener rendimientos anormales a menos, que sea por casualidad. Por tanto, no funcionan las técnicas del análisis técnico para analizar el comportamiento histórico de los precios de los activos en un mercado ni tampoco funcionarán análisis fundamentales que busquen pronosticar rendimientos. En este caso se refieren a la eficiencia débil y semifuerte.
2. Los mercados serán eficientes sólo si bastantes inversionistas creen que no son eficientes. Esto con el fin de que existan inversionistas interesados en analizar valores haciendo que los precios reflejen los valores de inversión. Si ocurriera lo contrario, nadie analizaría valores porque no obtendrían ganancias buscando valores subvalorados por lo cual el mercado no reaccionaría instantáneamente al anuncio de información, sino que lo haría lentamente.
3. No se puede esperar que las estrategias de inversión conocidas públicamente generen rendimientos anormales. En caso que algún inversor logre identificar una estrategia intentará aprovecharla, pero una vez que sea conocida públicamente y los precios se ajusten a los valores de inversión dejará de tener utilidad.

---

<sup>49</sup> ALEXANDER G.J., SHARPE W.F., BAILEY J.V. (2003). *op. cit.*, p. 75.

4. Algunos inversionistas desplegarán registros de ganancias impresionantes, pero se debe sólo a la casualidad.
5. Los inversionistas profesionales no deben obtener mejores rendimientos que los inversionistas comunes al elegir valores. Esto significa que ningún inversor sea profesional o no, obtendrá rendimientos anormales descubriendo valores mal valorados en el mercado. Por tanto, el inversor experto no debería tener ventaja sobre el inversor no especializado.
6. El rendimiento pasado no es un indicador del rendimiento futuro. Los hechos pasados no tienen tendencia a repetirse, por ello el rendimiento histórico es inútil en la predicción de rendimientos futuros.

#### 2.4.4 Consecuencias de la eficiencia de los mercados

En un mercado eficiente todos los títulos están correctamente valorados porque se ajustan en tiempo real a cualquier información o acontecimiento que ocurra, todos los actores del mercado contarán con la misma información acerca de un determinado título y los inversores lograrán rendimientos acordes con el riesgo asumido.

En este orden de ideas, Rossi (2000)<sup>50</sup> señala que los mercados no se convierten en eficientes automáticamente, sino que la eficiencia depende de la acción de inversores racionales y maximizadores de beneficios que al poner en práctica esquemas para vencer al mercado, lo vuelven eficiente. Esto significa que cualquier anomalía que presente el mercado podría desaparecer de inmediato a medida que los analistas o inversores las encuentran y las utilizan.

De los mercados eficientes surgen ciertas consecuencias que según Brealey y Myers<sup>51</sup> son:

- Los mercados no tienen memoria. Esto indica que si una acción ha venido bajando no necesariamente continuará bajando porque también podría subir. Este aspecto

---

<sup>50</sup> ROSSI M.A. (2000). "La hipótesis de eficiencia en los mercados de acciones. El caso del mercado de valores de Buenos Aires". *Económica*. La Plata. Volumen XLVI, N° 1, pp. 37-69.

<sup>51</sup> BREALEY, R., Y MYERS, S., (1988). *Op. cit.* p. 298.

se puede relacionar con la teoría de *random walk* que indica que los cambios en los precios de las acciones son independientes y aleatorios, pudiéndose probar estadísticamente la eficiencia de los mercados en su forma débil.

- Los precios del mercado son correctos para la información actual es decir, los precios reflejan toda la información disponible. Esta sería una ventaja para el inversor, porque si el mercado es eficiente no pagaría en exceso ni en defecto. Aunque esto no es fácil porque la información no se puede cuantificar. La misma sólo se puede medir en el caso de los eventos del mercado, cuando se estudia el comportamiento de los precios ante nuevas informaciones (anuncio de dividendos, ampliaciones de capital y *splits*).
- No hay que caer en ilusiones financieras: esto significa que la información contable de la empresa no puede engañar al mercado, una ampliación de capital seguida de un reparto de mayores dividendos no hará subir la cotización.
- La empresa no tiene que hacer, lo que puede hacer el accionista, por ejemplo endeudarse, diversificar, etc.
- La elasticidad de la demanda de una acción es muy alta porque hay otras muchas inversiones sustitutivas. Eso quiere decir que un aumento de la rentabilidad de una acción (para el mismo riesgo), hará que los inversores demanden esa acción y el precio o cotización de la misma se incremente.
- El precio de una acción hoy no es el mejor indicador sobre su futuro. Esto significa que los precios o cotizaciones son impredecibles y en caso que se conozcan los precios de las acciones con antelación, no se trataría de un mercado eficiente sino a la posesión y uso de información privilegiada,<sup>52</sup> que el mercado desconoce y además podría permitir utilizar alguna estrategia de gestión de carteras que supere el mercado, situación que invalidaría la eficiencia en su forma fuerte.

---

<sup>52</sup> El término en inglés es *insider trading*.

En conclusión, en un mercado eficiente son inútiles los mecanismos para componer estrategias de gestión de carteras que superen el mercado de forma continuada. Considerando las formas de eficiencia, sucedería en el mercado lo siguiente:

- Mercado eficiente en su forma débil: el análisis técnico es inútil.
- Mercado eficiente en su forma semifuerte: el análisis fundamental es inútil.
- Mercado eficiente en su forma fuerte: el uso de cualquier información, incluso la privilegiada es inútil.



## 2.5. Eficiencia del Mercado en su forma débil (*weak form*)

El término de eficiencia en su forma débil indica que los precios de los títulos en el mercado presentan un comportamiento estocástico. Supone que un inversor o analista no puede predecir nueva información sobre el futuro siguiendo como referencia los precios históricos.

Con el propósito de contextualizar la teoría de la HEM en su forma débil, se estructura en 3 partes el presente apartado. En la primera parte se abordan conceptualizaciones asociadas a la HEM en su forma débil; en la segunda los antecedentes de la referida teoría que han sido reseñados por los historiadores de política económica y en la tercera, la revisión de la literatura más relevante de la teoría de la HEM y *random walk* existente a partir de 1990 hasta la actualidad, la cual está organizada de manera cronológica.

### 2.5.1 Conceptualizaciones de la teoría Eficiencia del Mercado en su forma débil

Anteriormente se dijo que si el mercado es eficiente en su forma débil, los precios de los títulos (acciones) se comportan aleatoriamente y varían en tiempo real. Al respecto, Gómez-Bezares, Madariaga y Ugarte (1988),<sup>53</sup> explican esta eficiencia de la siguiente siguiente:

...si los precios de un valor se mantienen estables y suben sistemáticamente todos los años en la misma fecha, por ejemplo cuando se publica la memoria de la empresa, los especuladores podrán comprar antes de la subida y vender después, obteniendo rentabilidades extraordinarias...

El denominado análisis técnico trata de aprovechar la información histórica mediante el uso de sistemas como gráficos, filtros, etc. Si la eficiencia débil se da, estos sistemas carecen de fundamento.

En el caso del análisis técnico o chartismo<sup>54</sup> como estrategia de gestión de carteras, si el mercado fuera eficiente esta estrategia sería inútil; esto quiere decir que para los seguidores de esta estrategia el mercado es ineficiente en su forma débil. Los partidarios

---

<sup>53</sup> GÓMEZ-BEZARES F., MADARIAGA J.A. y UGARTE J.V. (1988). "La eficiencia en el mercado bursátil español." *Actualidad Financiera*, N° 42, noviembre pp. 2238-2250.

<sup>54</sup> Análisis gráfico que consiste en predecir las cotizaciones bursátiles, mediante el uso de las representaciones gráficas de las cotizaciones de los valores y los volúmenes de contratación.

del análisis técnico, sostienen la hipótesis que los precios mantienen una tendencia y que el mercado tiene una memoria histórica es decir, el comportamiento del pasado afecta a los precios actuales. Estos comportamientos en los precios quedan reflejados en una serie de figuras y se valen de una serie de técnicas como: filtros, medias móviles, autocorrelación, correlación cruzada entre empresas, sobrereacción o estrategia contraria, efectos estacionales: efecto enero y fin de semana, entre otros.

En finanzas, es importante resaltar que el grado de eficiencia que posea un mercado depende de la rapidez con que se ajusten los precios o cotizaciones a las nuevas informaciones que en el aparecen. Para distinguir los grados de eficiencia es necesario contar con la información siguiente:

- Precios históricos.
- Información pública disponible. Esto quiere decir que los actores del mercado, tienen acceso a la información disponible de manera gratuita y puede ser utilizada para sus decisiones del futuro.
- Información sobre hechos y previsiones que no se hayan publicado.
- Todos los inversionistas son analistas capaces y además siguen de cerca los precios del mercado para así adecuar sus propiedades.

Según Wats y Zimmerman 1986 citado por citado Sampaio Franco de Lima G.A., Sarto Marzal J.L, Barbosa A, Siqueira Lima, I. y Corrar L.J (2006),<sup>55</sup> la eficiencia débil comprende la información disponible para distintas personas con un bajo coste y por ello, no hay expectativas de obtener rentabilidades anormales.

---

<sup>55</sup> SAMPAIO FRANCO DE LIMA, G.A., SARTO MARZAL J.L, BARBOSA A, SIQUEIRA LIMA, I. Y CORRAR L.J (2006). "El estudio del anuncio de la adhesión a los niveles diferenciados de gobierno corporativo con la utilización de estudio del evento". *VI Conferencia Internacional de Finanzas*, Santiago mayo de 2006, p.95.

### **2.5.2 Antecedentes históricos de la Eficiencia del Mercado en su forma débil**

Según los historiadores de política económica, los orígenes de la teoría de la variación de los precios y la hipótesis del camino aleatorio se desarrollaron en los años 1860 y 1870. Según Preda A. (2004)<sup>56</sup> los argumentos de Franck Jovanovic y Philippe Le Gall indican que esta hipótesis fue formulada primeramente en un libro publicado por Jules Regnault en París en 1863.

Sin embargo, la literatura ha venido coincidiendo en que la primera investigación completa de un modelo y prueba de la distribución de los cambios en los precios de los valores suele atribuirse a Bachelier (1900),<sup>57</sup> quien desarrolló un modelo matemático utilizando métodos estadísticos y matemáticos sobre el comportamiento de los precios de los bonos del gobierno francés. Utilizó el concepto de movimiento browniano para describir el comportamiento de los precios en los mercados y advirtió, que los mismos seguían un proceso del tipo camino aleatorio a partir del supuesto de ganancias esperadas igual a cero (juego justo). Comparó la distribución estadística de los precios esperados acorde a su teoría con la distribución de frecuencia observada de los cambios en los precios de los bonos del gobierno. Encontró una estrecha correspondencia entre ambas, derivando así la idea de camino aleatorio. Estableció que los movimientos de los precios no siguen patrón o tendencia alguna y que los movimientos de los precios pasados no pueden ser usados para predecir los movimientos de los precios futuros.

Bachelier concluyó que la esperanza matemática del especulador es cero, con lo cual se arriba a una condición de juego justo. Sugirió, en contra de la creencia del momento (la existencia de un carácter cíclico), que existía un comportamiento aleatorio en la evolución de los precios de las acciones. Así mismo, llegó a la conclusión que si los cambios sucesivos en los precios son variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas con varianza finita, y si el volumen de transacciones es amplio y uniformemente extendido a lo largo del tiempo, en virtud del teorema central del límite, los cambios diarios, semanales o mensuales, deberán tender a una distribución normal. En

---

<sup>56</sup> PREDA A. (2004). "Informative Prices, Rational Investors: The Emergence of the Random Walk Hypothesis and the Nineteenth-Century "Science of Financial Investments". *History of Political Economy*, 36:2, pp. 351-386.

<sup>57</sup> BACHELIER, L. (1900). "Théorie de la Speculation". Gauthier-Villars. París. Existe traducción al inglés en Cootner, P. (ed.) (1964): "The Random Character of Stock Market Prices ". MIT Press. Cambridge (Mass.), pp. 17-78.

conclusión, los retornos futuros no pueden ser pronosticados y por ello, es difícil desarrollar una estrategia de inversión que obtenga retornos anormales.

El trabajo de Bachelier es considerado como el pilar para el análisis de precios de series financieras y sus características, pues así lo demuestran los primeros estudios empíricos acerca de la Eficiencia de los Mercados. Estos estudios se enfocaron en el análisis de la forma de la distribución de la variable variaciones de los precios y la importancia de conocer la forma de la distribución de los datos, por cuanto fue una de las hipótesis implícitas dentro del Modelo de Equilibrio de Mercados.

En este sentido, se encuentran investigaciones como el trabajo de Graham y Dodd (1934)<sup>58</sup> quienes postularon que una estrategia contraria es aquella que apuesta en contra del mercado, invirtiendo en acciones de bajo valor. Tal estrategia es la que había obtenido retornos superiores y se basa en comprar acciones que tengan bajos precios relativos a beneficios, dividendos, precios históricos, patrimonios contables u otras medidas de valor. Así, basados en dicho postulado los inversores deberían comprar aquellas acciones con bajos precios relativos si buscan más altos retornos promedios en el largo plazo.

En la investigación realizada por Von Neumann y Morgenstern (1944)<sup>59</sup> evaluaron la coherencia en la toma de decisiones que debería caracterizar a los agentes racionales. Probaron que un inversor racional debe cumplir una serie de reglas lógicas o axiomas de consistencia. Postularon además que las decisiones de los agentes o inversores, relativas a la selección de acciones, donde la incertidumbre puede o no estar presente, están gobernadas por una función de utilidad, generalmente cóncava y significativa de aversión al riesgo. Por medio de esta, los agentes juzgan la bondad de las diferentes alternativas y eligen la mejor de acuerdo con la utilidad esperada de cada una de ellas. La utilización de estas reglas de consistencia aplicadas a las decisiones de inversión, implican que un inversor racional debe en todo momento, maximizar su función de utilidad esperada, y ello al margen de cuál sea su riqueza inicial o si la maximización supone finalmente un aumento o una disminución de su riqueza esperada.

---

<sup>58</sup> GRAHAM, B. y DODD D. (1934). "*Security Analysis: The Classic 1934 Edition*". McGraw-Hill Trade.

<sup>59</sup> VON NEUMANN J. y MORGENSTERN O. (1944). "*Theory of Games and Economic Behavior*" Princeton University Press.

Posteriormente un economista y físico francés Allais M. (1953)<sup>60</sup> realizó una investigación en la cual concluyó que los criterios de las personas no siempre son racionales, por lo menos tal como lo habían definido los anteriores autores. Es más, algunas veces son totalmente contradictorios. Una de estas contradicciones de los inversores es precisamente lo que se conoce como la paradoja de Allais o efecto certeza, según la cual es preferible ganar algo cierto que arriesgarse a perderlo todo aunque sea con una probabilidad pequeña y ello aunque este riesgo de perder, comporte también la posibilidad de una ganancia bastante mayor. Esta investigación es una crítica y desacuerdo con la investigación realizada por Von Neumann y Morgenstern.

En ese mismo año, se conoció un trabajo relacionado con los postulados de Bachelier, el cual fue realizado por Kendall (1953)<sup>61</sup> quien estudió los cambios semanales de una variedad de series financieras de acciones industriales británicas y americanas durante el período 1928-1938 y llegó a la conclusión que la distribución de los rendimientos se aproxima a una de tipo normal. Encontró que los precios no podían ser pronosticados ya sea por cambios pasados en las series o por cambios pasados en otras series. Los precios parecen moverse aleatoriamente y no existen patrones predecibles sobre su comportamiento.

Kendall para obtener estos hallazgos, analizó las series del tiempo de 19 índices de acciones industriales británicas y los precios del algodón (Nueva York) y del trigo (Chicago). Observó que en la gran mayoría de ellas no es posible identificar patrones históricos que pudiesen servir para predecir la evolución futura de los cambios.

Para demostrar esto, calculó la correlación serial con hasta 29 retardos de la primera diferencia, de 22 series representativas de precios de activos especulativos. Demostró que el conocimiento de las modificaciones en los precios, ocurridas en el pasado, no le brinda al inversor suficiente información acerca de los cambios que se experimentaron en el futuro. La correlación entre las variaciones en los precios en los diferentes períodos considerados no fue estadísticamente significativa. En el caso concreto de las acciones, las cotizaciones parecieron seguir una trayectoria aleatoria lo cual impidió trazar un paradigma

---

<sup>60</sup> ARRAIS M. (1953). "Le comportement de l'homme rationnel devant le risque: la critica des postulats axiomes et de l'école Americanine" *Econometrica* 21, pp. 503-546.

<sup>61</sup> KENDALL, M. (1953). "The Analysis of Economics Times Series". *Part I. Journal of Royal Statical Society*, 96, pp. 11-25.

específico del movimiento de dichos valores. En un día en particular, es igualmente probable que los precios suban o que bajen independientemente de lo que ha sucedido anteriormente. Concluyó que no es posible predecir los movimientos en los cambios semanales en los precios, sin recurrir a información diferente a la contenida en las series históricas.

Otro estudio realizado en 1959 llegó a las mismas conclusiones y fue realizado por Osborne (1959)<sup>62</sup>. Él presentó un modelo teórico que comprende al conjunto de cambios en los precios. Encontró que los cambios en los logaritmos de los precios, en un período determinado en el mercado de Nueva York, se distribuían en forma aproximadamente normal con una desviación estándar proporcional a la raíz cuadrada de la longitud del período. De ese modo, justificó que el movimiento en las cotizaciones de las acciones sigue un mecanismo del tipo camino aleatorio. Explicó que esto ocurre porque los inversores bursátiles están más atentos a los cambios porcentuales que a las modificaciones en los valores absolutos. Postuló que las variaciones en los precios al ser independientes tienen una distribución normal de frecuencia de los rendimientos (para ello aplicó el teorema central del límite), con media y varianza finita. Propuso comparar el comportamiento de los precios de las acciones con el movimiento browniano. Específicamente, mostró que la varianza de los cambios en los precios sobre intervalos de tiempo sucesivamente mayores que incrementaban proporcionalmente al cuadrado del intervalo de tiempo. Esto implica que los cambios en precios expresados logarítmicamente son independientes entre ellos.

Paralelamente, Roberts (1959)<sup>63</sup> sentó los postulados básicos de la teoría del camino aleatorio aplicada a los precios de los activos financieros. Consideró en su estudio los rendimientos semanales del índice Dow Jones. Su propuesta se originó del supuesto que las transacciones bursátiles se realizan en un mercado perfectamente competitivo y no cabe esperar que un operador en forma continua, logre beneficios usando una fórmula que dependa de los comportamientos pasados de los precios y de reglas prácticas y públicamente conocidas, tal como lo sugiere el análisis técnico. De esta manera, las variaciones en los precios de las acciones deben ser independientes de la historia pasada que muestra la serie histórica de las cotizaciones diarias o semanales. Mostró de manera

---

<sup>62</sup> OSBORNE, M.F. (1959). "Brownian Motion in the Stock Market". *Operation Research*, Vol. 7, marzo-abril, pp. 145-173.

<sup>63</sup> ROBERTS H., (1959). "Stock Market Patterns and Financial Analysis: Methodological Suggestions" *The Journal of Finance* XIV, marzo, pp. 1-10.

gráfica que una serie de números generados aleatoriamente tiene la misma apariencia que una serie de precios de acciones. También señaló que las primeras diferencias de ambas series eran muy similares.

Sucesivamente, Alexander 1961<sup>64</sup> y 1964<sup>65</sup> y Fama y Blume (1966)<sup>66</sup> estudiaron por primera vez las pruebas de las reglas de negociación y analizaron la regla de los filtros sobre los rendimientos. Esta regla de los filtros consistió en comparar el beneficio obtenido durante el período de análisis mediante la aplicación de la técnica de los filtros<sup>67</sup> con la alternativa de comprar el título al principio del período y venderlo al final. Alexander, empleó en sus estudios la técnica de los filtros, entre un 1% y un 50% en sus trabajos, mientras que Fama y Blume usaron filtros entre 0,5% hasta un 50%.

Los resultados obtenidos mostraron la posibilidad de superar al mercado mediante el empleo constante de esta técnica para filtros pequeños (1,0 para Alexander y 0,5; 1,0 y 1,5 Fama y Blume). Sin embargo, ambos trabajos señalaron que la regla de los filtros puede proporcionar pequeños rendimientos anormales pero requieren cierto número de operaciones, lo cual acarrea la utilización de filtros pequeños y al considerar los costes de transacción, los beneficios quedan totalmente absorbidos. Ellos también concluyeron que se hubiese obtenido un mayor rendimiento con el mismo riesgo mediante el empleo de una estrategia que consistiera en la compra y mantenimiento de acciones por un período prolongado. Por tanto, las reglas de negociación no funcionan y el mercado es eficiente en su forma débil.

Moore A. (1962)<sup>68</sup> estudió la eficiencia débil a partir del análisis de las primeras diferencias de los logaritmos de los precios de 8 acciones del NYSE y también se inclinó

---

<sup>64</sup> ALEXANDER S.S. (1961). "Price Movements in Speculative Markets: Trend or Random Walks", *Industrial Management Review*, 2(2), pp. 7-26.

<sup>65</sup> ALEXANDER S.S. (1964). "Price Movements in Speculative Markets: Trend or Random Walks N° 2" in P.H. Cootner (ed). *The Random Character of Stock Market Prices*. Massachusetts, Cambridge: The MIT Press, pp. 338-372.

<sup>66</sup> FAMA E. y BLUME M (1966). "Filter Rules and Stock Market Trading," *Journal of Business, Security Prices: A Supplement*, pp. 226-241.

<sup>67</sup> El análisis de tendencias tiene 3 métodos básicos como son: el examen visual, el método de línea de tendencia y la regla de los filtros. Según este último, la tendencia es alcista cuando el precio sube más que un determinado porcentaje en una sola sesión, mientras que la tendencia es bajista si el precio baja más de un determinado porcentaje en una sola sesión. La tendencia no siempre adopta una línea recta, a veces adquiere forma de abanico, siendo esta una prosecución de líneas de tendencias que se rompen unas a otras, aunque manteniendo el signo alcista o bajista según los casos.

<sup>68</sup> MOORE, A. (1962). *A Statistical Analysis of Common Stock Prices. Tesis Doctoral no publicada. Graduate School of Business. Universidad de Chicago.*

por la hipótesis de normalidad. Estudió los cambios semanales de 29 acciones seleccionadas al azar para el periodo 1951-1958. Observó que sus distribuciones son leptocúrticas,<sup>69</sup> con las colas anchas (mayor probabilidad de observaciones extremas de las esperadas que si la distribución se ajustase a una normal) y demasiados valores en torno a la media. Concluyó que un bajo coeficiente de correlación indica que los previos cambios en precios no pueden ser utilizados para predecir cambios futuros. Encontró un coeficiente de correlación promedio de  $-0.06$ .

Cootner (1962)<sup>70</sup> corroboró la existencia de leptocurtosis en la distribución de los cambios semanales en los precios de los activos, mostró que sólo en 2 de las 45 series que consideró presentaban un valor menor a 3, siendo este el valor que asume el indicador de curtosis cuando la distribución es normal. El promedio llegaba a 4,90. Sin embargo, advirtió que al tomar lapsos de tiempo más prolongados, las distribuciones observadas se aproximaban a la normal. Además, en su intento por explicar el porqué de la existencia de esas irregularidades en la distribución empírica, advirtió que el comportamiento del mercado era en realidad más complicado de cómo lo sostenía el modelo del camino aleatorio y por ello, era necesario buscar instrumentos financieros más sofisticados con el fin de efectuar un mejor análisis del mismo.

Mandelbrot (1963)<sup>71</sup> y Fama (1963)<sup>72</sup> indicaron que este tipo de distribuciones podría quedar mejor explicado por una distribución Pareto estable no normal con un exponente característico inferior a 2, que presentaba un valor medio finito y una varianza infinita. Estudiaron los rendimientos diarios de cada una de las 30 acciones que componen el Dow Jones Industrial (DJIA) para el período que va desde finales de 1957 hasta septiembre de 1962. El coeficiente de correlación promedio resultó ser de 0,03.<sup>73</sup> También estudiaron la posibilidad de presencia de alguna dependencia entre valores retardados, pero nuevamente los coeficientes no fueron significativamente diferentes de 0.

---

<sup>69</sup> Forma puntiaguda de la curva.

<sup>70</sup> COOTNER, P.H., (1962). "Stock Prices: Random Versus Systematic Changes", *Industrial Management Review*, Vol.3, Num. 2. Primavera, pp. 24-45.

<sup>71</sup> MANDELBROT, B. (1963). "The Variation of Certain Speculative Prices". *Journal of Business*, N° 36, octubre, pp. 394-419.

<sup>72</sup> FAMA, E.F. (1963). "Mandelbrot and the Stable Paretian Hypothesis". *Journal of Business*, N° 36, octubre, p. 420-429.

<sup>73</sup> Valor cercano a cero que indica ausencia de relación lineal.



Osborne (1962)<sup>74</sup> dibujó las funciones de densidad de los rendimientos de las acciones y advirtió que en las colas había más observaciones que las que corresponden a una distribución normal (curtosis). Concluyó que hay una falta de cumplimiento de la hipótesis de normalidad. Su trabajo se contrapuso al realizado en 1959, en el que había concluido que la distribución de los cambios en los precios accionarios se ajustaba a una distribución normal.

Fama (1965)<sup>75</sup> estudió las variaciones relativas diarias, semanales, quincenales etc, de los 30 valores del Dow Jones durante el período 1957-1962. No encontró ninguna autocorrelación importante por lo cual demostró la validez de la hipótesis de independencia de los cambios en los precios, afirmó que el grado de dependencia observado en las series de tiempo no es estadísticamente significativo, como para rechazar la hipótesis nula. También proporcionó evidencia que varias técnicas chartistas no tienen ningún poder de predicción.

Cootner (1964)<sup>76</sup> afirmó que los únicos cambios en los precios que se pueden producir son aquellos que provienen de la llegada al mercado de nueva información, donde al no existir ningún motivo valedero para que esta última no sea aleatoria, es posible inferir que las modificaciones en las cotizaciones de las acciones entre 2 períodos deben ser movimientos aleatorios.

Fama (1965)<sup>77</sup> concluyó que una estrategia basada en un sistema de filtros implica una nula rentabilidad en términos comparativos a una estrategia de comprar y mantener. Estudió las autocorrelaciones diarias de los retornos de cada una de las 30 acciones que conforman el DJIA para un período 1958-1962. Para cada acción, las autocorrelaciones parciales fueron estimadas con retardos de 1 a 10 días y encontró que de las 30 autocorrelaciones estimadas entre los retornos de días sucesivos, 22 eran positivas. Sin embargo, no consideró este hecho como un rechazo a la HEM dado que los coeficientes de autocorrelación parcial estimados para los retornos de las distintas acciones en forma individual, reflejan en alguna medida la correlación estimada con el retorno del índice de

---

<sup>74</sup> OSBORNE, M. (1962). "Periodic Structure in the Brownian Motion in The Stock Prices". 1962. *Operations Research*, Vol. 10, No. 3., pp. 345-379

<sup>75</sup> FAMA E. (1965) "The Behavior of Stock Market Prices". *Journal of Business*. Vol 38. Junio, pp. 34-105.

<sup>76</sup> COOTNER, P. (1964). "The Random Character of Stock Market Prices". *Cambridge, M.I.T Press*.

<sup>77</sup> FAMA, E.F. (1965). "Random Walks in Stock Markets". *Financial Analyst Journal*. Sept-oct. pp. 55-59.

mercado. Este hecho está asociado al concepto de riesgo de mercado, y aunque una correcta diversificación reduce considerablemente el riesgo que enfrenta un inversor, sin embargo, no es posible hacer nulo dicho riesgo incrementando el grado de diversificación del portafolio, dada justamente la existencia del riesgo que afecta, en mayor o menor grado, al mercado en su conjunto (riesgo sistemático). Por tanto, era de esperarse que para los distintos retardos predominaran las autocorrelaciones de un signo determinado.

Tanto los estudios de Kendall (1953)<sup>78</sup>, Moore (1962)<sup>79</sup> Mandelbrot (1963)<sup>80</sup>, Fama (1963)<sup>81</sup>, entre otros, indican que las distribuciones se asemejan a una normal leptocúrtica y levemente asimétrica. En particular, Fama (1976)<sup>82</sup>, empleó series mensuales y sostuvo que se aproximan lo suficiente a una normal como para que puedan ser utilizadas como hipótesis de trabajo.

Aparte de las pruebas de normalidad y correlación de las series que se hicieron en los primeros estudios sobre eficiencia débil, el test comúnmente utilizado para medir la eficiencia débil es el *random walk* o modelo con tendencia estocástica, a través de análisis de correlación serial entre 2 observaciones de una misma serie con diferentes fechas. Donde la hipótesis nula es que los coeficientes de autocorrelación de las primeras diferencias en varios períodos son cero (0), y esto quiere decir que si el precio reciente contiene toda la información disponible, el mercado es eficiente en su forma débil y su fórmula es:

$$y_t = y_{t-1} + \beta + \varepsilon_t \quad \text{ó} \quad r_t = \Delta y_t = \beta + \varepsilon_t$$

Donde  $y_t$  es el precio del índice observado en el tiempo  $t$ ,  $\beta$  es un parámetro significativo arbitrario,  $r_t$  es el cambio en el índice,  $\varepsilon_t$  es un error aleatorio que satisface:

$$E(\varepsilon_t) = 0; E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-g}) = 0; g \neq 0, \text{ para todo } t.$$

La dependencia de errores implica que el *random walk* es un juego limpio según Fama (1970)<sup>83</sup> pero en un sentido más fuerte que la martingala, es decir, la independencia

<sup>78</sup> KENDALL M. (1953). *op. cit.* pp. 11-25.

<sup>79</sup> MOORE A. (1962). *op.cit.*

<sup>80</sup> MANDELBROT B. (1963). *op. cit.*, pp. 394-419.

<sup>81</sup> FAMA, E. (1963). "Mandelbrot and the Stable Paretian Hypothesis". *Journal of Business*, N° 36, octubre, pp. 420-429.

<sup>82</sup> FAMA, E. (1976). *op.cit.* p.21.

<sup>83</sup> FAMA. E. F. (1970) *op.cit.*, pp. 383-417.

implica que no sólo los errores no están correlacionados, sino que funciones lineales de los mismos tampoco estarán correlacionados.

Es importante destacar que los primeros estudios de eficiencia se basaron en el análisis de la hipótesis de la eficiencia débil. Los distintos estudios se orientaron a contrastes de autocorrelación serial de los precios o de los rendimientos accionarios: Kendall (1953), Moore (1962), Mandelbrot (1962), Fama (1965, 1976), Solnik (1973), Ortega (1976), Gregorio (1985), Urrutia (1994); reglas de filtros Alexander (1961), Fama y Blume (1966), Fama (1970); test de direcciones y análisis del índice de fuerza relativa (R.S.I.), Jensen y Bennington (1970).<sup>84</sup>

Otro test de eficiencia en su forma débil desarrollado en los años 70 fue el estudio de los efectos estacionales, también conocido como anomalías calendario. En este sentido, el efecto más estudiado durante varios años ha sido el efecto enero, cuyo fenómeno no debería ocurrir en un mercado eficiente. Este conocido efecto, señala que en el mes de enero la bolsa en general muestra altas rentabilidades y son varias las explicaciones que existen.

Al respecto, Roseff y Kinney (1976)<sup>85</sup> realizaron el primer estudio sobre el efecto enero y emplearon las pruebas sobre la existencia de estacionalidad mensual de las tasas de rendimiento en la Bolsa de Nueva York durante el período 1904-1974, con la excepción del período 1929-1940, donde encontraron diferencias estadísticamente significativas en los retornos medios entre los meses, debido a los grandes retornos en el mes de enero. Encontraron que los retornos de los valores en el mes de enero promediaban un 3,5% mientras que en los otros meses promediaban un 0,5%, que consideraron inconsistente con el modelo de martingalas<sup>86</sup> o de movimiento browniano (aleatorio). Sobre los efectos estacionales como anomalía del mercado, incluso han realizado estudios en los cuales han encontrado que el efecto enero es una anomalía presente en otros mercados del mundo tal como lo evidenció el estudio de Gultekin y Gultekin (1983),<sup>87</sup> quienes analizaron el patrón

---

<sup>84</sup> Probaron diversos índices de fuerza relativa.

<sup>85</sup> ROSEFF M. y W KINNEY (1976). "Capital Market Seasonality: The case of Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, November., pp. 379-402.

<sup>86</sup> Es un método de apuesta en juegos de azar que consiste en multiplicar sucesivamente en caso de pérdida, una apuesta inicial determinada. En el momento de ganar la apuesta, el proceso se iniciaría de nuevo.

<sup>87</sup> GULTEKIN, M. y GULTEKIN, N (1983). "Stock Market Seasonality: International Evidence", *Journal of Financial Economics*. Vol 12, pp. 469-481.

de retornos en 16 países y observaron que el efecto enero, se presentaba en 15 de los países analizados. Estos resultados por supuesto invalidan la HEM en su forma débil.

Dentro de la década de los años 80 se reseña entre otros, el reconocido trabajo realizado por French (1980)<sup>88</sup> quien efectuó un importante estudio de la teoría de la HEM en su forma débil, vinculado a los efectos estacionales. French contrastó 2 hipótesis con la finalidad de determinar la existencia de alguna correlación entre el día de la semana y las rentabilidades de los activos financieros. Utilizó datos del *S&P<sub>500</sub>* durante el período 1953 - 1977.

Él denominó la primera hipótesis *Trading Time* mediante la cual planteaba que a lo largo del tiempo la rentabilidad correlativa para cada uno de los 5 días de la semana, sería el mismo que corresponde con los días en que el mercado se encuentra abierto, es decir, de lunes a viernes. La segunda hipótesis la denominó hipótesis *Calendar Time*, en la cual demostró que la rentabilidad prevista para el lunes es de 3 veces el rendimiento esperado por los días de la semana. Sin embargo, las rentabilidades de las acciones se reajustan en forma continua sin importar que el mercado esté abierto o no. Es decir, bajo esta segunda hipótesis la rentabilidad del día lunes representa una inversión de 3 días de plazo, mientras que las rentabilidades de los días martes a viernes sólo representan la rentabilidad esperada de un día.

El trabajo de French demostró un retorno negativo el día lunes, al cual French denominó efecto mercado cerrado, afirmando que los retornos se afectan negativamente los días que siguen al mercado cerrado, tal cual como ocurre el día lunes. Igualmente, estudió los días siguientes a los feriados bursátiles distintos al día lunes, para corroborar el efecto mercado cerrado, y observó que los retornos negativos sólo se presentaban los lunes y por tanto, no se correspondía con el efecto mercado cerrado como lo había denominado.

En España han realizado otras investigaciones para estudiar el efecto enero del mercado español. Entre ellas destacamos los estudios realizados por Santamases (1986),<sup>89</sup>

---

<sup>88</sup> FRENCH K.R. (1980). "Stock Returns and the Weekend Effect". *Journal of Financial Economics*. N° 8, pp. 55-69.

<sup>89</sup> SANTAMASES, M (1996). "An investigation of te Spanish stock market seasonalities", *Journal of Business Finance and Accounting*, 13. Pp. 267-276.

Basarrate B (1988),<sup>90</sup> Rubio y Basarrate (1990),<sup>91</sup> Peiró Giménez A. (1993),<sup>92</sup> De Andrés Sánchez J (1994),<sup>93</sup> Barrasate y Rubio (1994)<sup>94</sup> y De Andrés Sánchez J (2006),<sup>95</sup> quienes demostraron que en el mercado español efectivamente ocurría en enero que la rentabilidad en promedio es superior a la rentabilidad del resto del año, siendo estos resultados contrarios a la HEM en su forma débil.

Otro estudio realizado en esta década fue realizado por Gómez-Bezares, Madariaga y Ugarte (1988)<sup>96</sup> cuyo propósito fue contrastar la eficiencia débil del mercado español. Emplearon datos mensuales de cotizaciones, dividendos y derechos de ampliación correspondientes al período 1970 y 1985. Analizaron si era posible modelizar el comportamiento de las rentabilidades partiendo del supuesto de que con informaciones del pasado se pueden obtener rentabilidades extraordinarias en períodos futuros. Para ello utilizaron la metodología de Box-Jenkins a través de los modelos ARIMA, la cual requiere que la serie temporal cumpla las condiciones de estacionariedad: promedio constante, varianza constante y estructura de autocorrelaciones constante.

Una vez seleccionado el modelo que utilizarían con parámetros estimados, comprobaron que el mismo explica adecuadamente el comportamiento pasado de la acción. Con los datos, construyeron dos series temporales distintas, la primera abarcó el período 1970-1975 y la otra 1976-1985. Calcularon las correspondientes rentabilidades mensuales de 12 acciones que poseen mayor volumen de contratación y obtuvieron el logaritmo neperiano de la rentabilidad más uno:  $\ln(1 + R_t)$ . Luego, estimaron un índice que reflejara la evolución de la cotización corregida por dividendos y derechos, tomando como base el año 1970.

---

<sup>90</sup> BASARRATE B. (1988). "El efecto tamaño y la imposición sobre dividendos y ganancias de capital." *Investigaciones Económicas (segunda época)*, volumen XII, Nº 2, pp. 225-242.

<sup>91</sup> RUBIO I.G. y BASARRATE B. (1990). "A note on the seasonality in the risk-return relationship". *Investigaciones Económicas*, volumen 14, Nº 2, pp. 311-318.

<sup>92</sup> PEIRÓ GIMÉNEZ A. (1993). "Movimientos estacionales en el mercado de valores español". *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*. WP-EC 93-10, pp. 1-29.

<sup>93</sup> DE ANDRÉS SÁNCHEZ J. (1994). "Los efectos enero y cambio de año en los mercados españoles de renta fija a medio y largo plazo." *Decisiones Financieras Empresariales*, pp. 134-147.

<sup>94</sup> BARRASATE B y RUBIO G.A. (1994). "La imposición sobre plusvalías y minusvalías: sus efectos sobre el comportamiento estacional del mercado de valores". *Revista Española de Economía* 11,2, pp. 246-277.

<sup>95</sup> DE ANDRÉS SÁNCHEZ J. (2006). "Los efectos enero y cambio de año en los mercados españoles de renta fija a medio y largo plazo." *Boletín Económico de ICE* Nº 2873, abril. pp. 51-63.

<sup>96</sup> GÓMEZ-BEZARES F., MADARIAGA J.A. y UGARTE J.V. (1988). *op.cit.* pp. 2238-2250.

En la primera etapa analizaron la primera serie tanto de rentabilidad como del índice. La serie resultó aleatoria y concluyeron que no se puede representar un modelo ni predecir con base en información histórica, es decir, que el mercado es eficiente en su forma débil. Igualmente analizaron la estacionariedad de la segunda serie y llegaron a la misma conclusión. Por último, dividieron la segunda serie que abarcaba el período 1976-1985 en 2 nuevos períodos: 1976-1980 y 1981-1985 para comprobar si eran homogéneas y así poder estimar algún modelo en el primer período para predecir el segundo, si ocurría lo contrario sería imposible la aplicación de técnicas estadísticas para la predicción y el mercado continuaría siendo eficiente. Concluyeron que igualmente se producen cambios en el comportamiento, lo que hace imposible el uso de información histórica para predecir el comportamiento futuro de las cotizaciones de los títulos.

Se cita otro trabajo sobre eficiencia débil en el mercado español de Aragonés (1986)<sup>97</sup> que fue realizado con información de la Bolsa de Madrid. Él comprobó que los rendimientos de su muestra accionaria presentaban una distribución asimétrica hacia la derecha y con leptocurtosis. También realizó un estudio de eficiencia débil del mercado español considerando una muestra de 25 acciones cotizadas en la Bolsa de Madrid, que representaban un 80% del total de la cotización bursátil en 1981. Obtuvo coeficientes relativamente pequeños para retardos de  $T = 1 \dots 10$ . En 9 de los casos son superiores a 2 veces la desviación estándar, lo que indica un cierto grado de dependencia. Aplicó a la muestra el test de direcciones y encontró que en 3 de los casos el valor observado es inferior al esperado en más de 2 desviaciones estándar, por lo cual rechazó la hipótesis de independencia.

### **2.5.3. Eficiencia del Mercado y *random walk*. Estado de la cuestión en la actualidad**

El presente apartado recoge de la literatura los estudios relacionados con la teoría de la HEM en su forma débil y *random walk*, los cuales fueron divididos en 2 apartados: por una parte aquellos trabajos que fueron hechos entre 1990 y 2000 y por otra, aquellos estudios realizados a partir del año 2000 en adelante.

---

<sup>97</sup> ARAGONÉS, J.R. (1986). "Análisis del Comportamiento de los Rendimientos Bursátiles". *Gestión Científica*, N° 3, Madrid.

Entre otros, se citan especialmente aquellas investigaciones cuyos contrastes o pruebas se replican en el estudio empírico de la presente investigación, las cuales son: test de autocorrelación serial, pruebas de raíces unitarias y efectos estacionales.

### **2.5.3.1 ESTUDIOS REALIZADOS DURANTE EL PERÍODO 1990-2000**

Con relación a las pruebas de autocorrelación en las series temporales de naturaleza financiera, Peña (1992),<sup>98</sup> destaca la presencia de contratación asíncrona<sup>99</sup> que influye sobre los contrastes de eficiencia débil así como también tiene consecuencias sobre las estimaciones de los coeficientes de riesgo sistemático en los modelos de mercado y sus extensiones: CAMP, APT.<sup>100</sup> También señala que el efecto de contratación infrecuente influye sobre los estadísticos de los rendimientos individuales observados, sobre las carteras o índices que se construyan mediante agregación ponderada de los activos individuales, y resume los efectos de la contratación infrecuente así:

- La rentabilidad media de una acción o una cartera no se ven afectados.
- La varianza de los rendimientos de acciones individuales se incrementa si tienen media distinta a cero.
- La varianza de una cartera bien diversificada y compuesta de acciones con efectos de contratación infrecuentes similares, disminuye.
- Se generan autocorrelaciones negativas decrecientes geoméricamente en los rendimientos individuales observados. La magnitud de estas autocorrelaciones es proporcional a la media.
- Se genera un proceso AR(1)<sup>101</sup> de coeficiente positivo para los rendimientos de las carteras bien diversificadas con efectos de contratación asíncrona similares.

---

<sup>98</sup> PEÑA, J.I. (1992) "Contratación Asíncrona, Riesgo Sistemático y Contrastes de Eficiencia". *Cuadernos económicos del I.C.E.*, N° 50, pp. 81-89.

<sup>99</sup> Contratación infrecuente.

<sup>100</sup> *Arbitrage Pricing Theory* o Teoría de Precios por Arbitraje.

<sup>101</sup> Proceso Autorregresivo de orden 1.

Un resultado idéntico se logra si la cartera es un índice de acciones ponderadas igualmente y con betas de signo generalmente igual.

- La agregación temporal incrementa las autocorrelaciones negativas de los rendimientos de acciones individuales y decrementa las autocorrelaciones de los rendimientos de las carteras.

La presencia de la contratación asíncrona crea autocorrelaciones y correlaciones cruzadas sesgadas que puedan afectar a los contrastes de eficiencia débil de un mercado, como a la construcción de modelos de equilibrio. Por tanto, se considera que las series objeto de estudio que fueron utilizadas en las pruebas de eficiencia, debieron haberse negociado en el mercado de manera ininterrumpida.

Por su parte, Martínez A. E (1993)<sup>102</sup> analizó el efecto enero a partir de rentabilidades continuas de índices ponderados de Estados Unidos, España, Francia, Alemania, Italia y Gran Bretaña para 2 series: 1941-1990 y 1981-1990. Trabajó con un índice simple que incluyó empresas pequeñas, para los mercados de Estados Unidos y España durante el período 1981-1990. La metodología fue el test de igualdad de medias obtenidas en cada mes y media de la rentabilidad mensual del año, procedimiento aplicado para cada país, serie y tipo del índice. Definió como hipótesis nula que la rentabilidad de enero es igual que la del resto del año. Igualmente, hizo un test de igualdad de varianzas entre la varianza de cada mes y la varianza mensual del año completo, donde la hipótesis nula es que la varianza de cada mes es igual a la varianza mensual de cada año. Los resultados obtenidos fueron que utilizando cualquiera de estos test era difícil rechazar la hipótesis nula, por lo cual concluyó que en el mercado español existe un significativo efecto enero, siendo la rentabilidad de enero, entre 4 y 5 veces mayor a la rentabilidad mensual promedio del año, aunque esta diferencia es sólo significativa en el caso italiano e inglés, lo cual está en contra de la HEM. También indicó que para el mercado norteamericano el efecto enero no es estadísticamente significativo<sup>103</sup> y por último, observó que el efecto enero fue más relevante en el índice simple, es decir en el caso de las empresas pequeñas.

---

<sup>102</sup> MARTÍNEZ ABASCAL, E. (1993). *op. cit.*, p. 32.

<sup>103</sup> Resultado a favor de la HEM.



Se encontró el trabajo de Urrutia (1994)<sup>104</sup> quien investigó la hipótesis de camino aleatorio en 4 mercados latinoamericanos: Argentina, Brasil, Chile y Méjico. Se fundamentó en el test de razones de varianza propuesto por Lo y MacKinlay (1988) y empleó las siguientes dos versiones de la prueba de razón de la varianza: la proporción de la varianza bajo la hipótesis de homocedasticidad,<sup>105</sup> y razón de la varianza bajo la hipótesis de la heterocedasticidad. Los datos corresponden a precios mensuales de índices nacionales expresados en dólares para el período diciembre de 1975 a marzo de 1991. La razón de la varianza acepta el camino aleatorio para Argentina, Brasil y Méjico, pero lo rechaza para Chile. Estos resultados sugieren que los inversores extranjeros no pueden ganar rentabilidad extraordinaria invirtiendo en estos mercados. Sin embargo, las bajas correlaciones entre los índices indican que invirtiendo en estos países se puede reducir el riesgo de las carteras de inversión.

Del modelo de camino aleatorio o *random walk* referido en el apartado anterior, existen 3 modelos propuestos por Campbell, Lo y MacKinlay (1997).<sup>106</sup>

La primera versión la identificó como RW1, la cual exige que los incrementos en los precios sigan una distribución independiente e idéntica, de la siguiente forma:

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Siendo  $\varepsilon_t \approx IID(0, \sigma^2)$ ;  $\mu$  es el valor esperado del cambio en el precio;  $\sigma$  la desviación típica.

Campbell, Lo y MacKinlay señalaron que el hecho de aceptar que los precios siguen una distribución normal significa que se pueden tener precios negativos. Por esto, determinaron el logaritmo natural de los precios, representado por  $P_t = \log y_t$ , es el que

---

<sup>104</sup> URRUTIA, J.L. (1994). "Time Series Properties of Four Latin American Equity Markets: Argentina, Brazil, Chile and México". *Estudios de Administración*, Universidad de Chile, Santiago. Vol. 1, N° 2, pp. 1-9.

<sup>105</sup> Es una propiedad fundamental del modelo de regresión lineal general y ocurre cuando la varianza de los errores estocásticos de la regresión son los mismos para cada observación  $i$  de 1 a  $n$  observaciones. Cuando esto no se cumple decimos que existe heterocedasticidad, es decir, es cuando la varianza de cada término de perturbación ( $\varepsilon_i$ ) no es un número constante  $\sigma^2$ .

<sup>106</sup> CAMPBELL, J. Y; Lo., A. y MACKINLAY, J. (1997). "*The Econometrics of Financial Markets*". Princeton University Press, New Jersey.

sigue un camino aleatorio con incrementos que siguen una distribución normal esto es,  $P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t$  con  $\varepsilon_t \approx IIDN(0, \sigma^2)$ , dando lugar al modelo de Bachelier.

La segunda versión del modelo de camino aleatorio la denominaron RW2, la cual únicamente supone que los incrementos son independientes, sin requerir que posean la misma distribución. Esta versión tiene en cuenta la heterocedasticidad en los incrementos, característica de las series temporales de naturaleza financiera.

La tercera y última versión del modelo de camino aleatorio fue identificada como RW3, únicamente exige que los incrementos no estén correlacionados es decir,  $COV(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0$  aunque admita que exista dependencia entre ellas es decir,  $COV(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0$ , para  $k = 0$ .

Bajo la hipótesis nula RW1, el estadístico Q de Box Ljung,(1978)<sup>107</sup> según lo mencionó Campbell, Lo MacKinlay en su trabajo de 1997, permite descartar la heterocedasticidad y tiene una distribución Chi cuadrado con  $k, p, q$  grados de libertad. Donde  $p$  y  $q$  son el coeficiente autorregresivo y de media móvil respectivamente,  $k$  el número de retardos y  $T$  es el número total de los  $\rho$ , siendo la fórmula del referido estadístico:

$$Q_k = T(T + 2) \sum_{j=1}^{\rho} \frac{\rho_j^2}{(T - j)}$$

Otro estudio relevante fue realizado por Neriz J. L (1998)<sup>108</sup> en su tesis doctoral en la cual investigó la eficiencia en el mercado de valores chileno en sus formas débil y semifuerte. Para la primera forma de eficiencia, realizó un análisis de correlación serial *random walk*, a una muestra de 36 empresas de mayor presencia bursátil que cotizan en la Bolsa de Comercio de Santiago, en el período comprendido entre 1989 hasta 1997. Las conclusiones con base en los resultados obtenidos no le permitieron rechazar la eficiencia en su forma débil.

<sup>107</sup> LJUNG, G. M. y BOX, G. E. P. (1978). "On a measure of lack of fit in time series models". *Biométrica*, 65, 2, pp. 297-303.

<sup>108</sup> NERIZ J. L. (1998). "Eficiencia en el mercado de valores Chileno". Tesis doctoral de la Universidad Autónoma de Madrid.

Por su parte, Grieb y Reyes (1999)<sup>109</sup> estudiaron la presencia del camino aleatorio en los precios de las bolsas de Brasil y Méjico. Emplearon datos semanales de los precios (el de cierre de los viernes) para 48 valores listados en la Bolsa de Valores de Sao Paulo y 23 títulos listados en la Bolsa Mejicana de Valores, así como también los datos de los índices relacionados con ambas bolsas. El período en estudio abarcó desde el 30 de diciembre de 1988 hasta 30 de junio de 1995. Las tasas de retorno fueron calculadas utilizando el logaritmo de los precios semanales excluyendo los dividendos.

Realizaron un estudio de estadística descriptiva con los datos de los índices bursátiles, donde el coeficiente Jarque Bera como indicador de normalidad de las series, señaló que los retornos de la serie mostraron señales de leptocurtosis (picos altos y colas gordas). También emplearon el análisis de la varianza, en datos semanales de los retornos de los índices de las bolsas en estudio, así como de firmas individuales. Los resultados revelaron reversión media en Méjico en ambos casos, (tanto en el caso del índice como en las firmas). En contraste, los índices de Brasil muestran una gran tendencia hacia el camino aleatorio, sin embargo, los resultados para las firmas individuales sugieren reversión media. Los resultados no pueden ser atribuidos a los efectos del tamaño de la firma. La evidencia está presentada a favor de un grado de negociación asincrónica en Brasil.

En esta misma línea se encontró el trabajo de Ojah y Karemera (1999)<sup>110</sup> quienes realizaron un estudio sobre los mercados de Argentina, Brasil, Chile y Méjico acerca del camino aleatorio. Ellos emplearon la prueba de la razón de la varianza y medias móviles. Concluyeron que dichos mercados tienen un comportamiento aleatorio, resultados que están a favor de la HEM.

Por último, Rossi M.A. (2000),<sup>111</sup> realizó un estudio empírico de la eficiencia del mercado de Buenos Aires utilizando entre otros el test de la varianza, la prueba de cointegración entre precios y dividendos y la prueba de autocorrelación de los rendimientos y detección de anomalías estacionales, construyendo series de retornos diarios y mensuales del Índice Merval dolarizado, ajustado por pagos de dividendos, ajustes de capital y

---

<sup>109</sup> GRIEB T. y REYES M.G. (1999). "Random Walk Test for Latin American equity indexes and individual firms." *The Journal of Financial Research*, volumen XXII, N° 4, pp. 371-383.

<sup>110</sup> OJAH K, KAREMERA D (1999). "Random Walks and market efficiency tests of Latin American emerging equity markets: A revisit". *The Finance Review* 34, pp. 57-72.

<sup>111</sup> ROSSI M.A. (2000). *op.cit.* pp. 37-69.

suscripciones, del período comprendido entre el 01 de enero de 1988 y el 31 de diciembre de 1998 (empleó datos diarios y mensuales).

La prueba de cointegración se basó en la idea que en un mercado eficiente no deberían existir arbitrajes que puedan ser el cimiento para un comercio rentable. Los resultados de ese estudio mostraron evidencia sugestiva sobre la HEM y los rendimientos constantes en algunas pruebas realizadas. Por ejemplo, con respecto al test de autocorrelaciones de los retornos de primer orden y del cuadrado de los retornos, tanto diarios como mensuales, supuso que los retornos seguían una distribución normal y por tanto, la autocorrelación del cuadrado de los retornos diarios era significativamente distinta de cero al 1% mientras que el cuadrado de los retornos mensuales era significativa al 10% e infirió que retornos altos son seguidos de retornos altos y retornos bajos son seguidos por retornos bajos por lo cual, quedaría rechazado el modelo de *random walk*, pero no el modelo de martingala ni la HEM.

Así mismo, observó que el promedio de retornos para el mes de enero, durante el período enero 1988 y diciembre de 1998 resultó negativo, por lo cual rechazó la existencia del efecto enero en el mercado de valores de Buenos Aires; sin embargo, utilizó el test no paramétrico de Kruskal-Wallis, el cual no requiere de ningún supuesto de normalidad para contrastar si existe algún mes que refleje un retorno distinto a los demás, con lo cual pudo comprobar finalmente que el estadístico K-W resultó menor que el valor crítico, por lo cual no rechazó la hipótesis nula que afirma que todas las muestras poseen la misma mediana.

### **2.5.3.2 ESTUDIOS REALIZADOS A PARTIR DEL AÑO 2001**

El propósito de este apartado es recoger de la literatura sobre la teoría de la HEM en su forma débil, importantes investigaciones realizadas en distintos mercados del mundo a partir del año 2001 en adelante. La metodología empleada en estos estudios fundamenta en parte, los contrastes empíricos de la presente investigación en donde se pretende validar o no la HEM en su forma débil, en los mercados estadounidense, español, mejicano y venezolano durante el período 2000-2009. De las investigaciones consultadas en la literatura se explica entre otras cosas, el objeto de cada estudio, período y metodología empleada y los resultados obtenidos.

En este sentido, se cita a Swoboda C. (2001)<sup>112</sup> quien en su estudio concluyó que las series de los rendimientos diarios de un grupo de títulos del mercado de valores de Argentina, muestran que no provienen de una distribución normal. La totalidad de los títulos analizados mostraron varianzas no estacionarias. Formó 2 series, la primera abarcó el período octubre de 1992 hasta julio de 1997, y la segunda abarcó el período agosto de 1997 hasta octubre de 2000. Utilizó la hipótesis de independencia de las pruebas de corridas y las pruebas de autocorrelación en ambos períodos. En las pruebas de independencia para la totalidad del período, rechazó la hipótesis nula de independencia en 11 de los 18 títulos estudiados a un nivel de significancia del 5% (el valor crítico de Z para ese nivel de significancia fue de 1,96). Para las 2 subseries definidas, los resultados son similares. En las pruebas de autocorrelación de los 3 períodos, con retardos desde 1 a 10 días, de los 18 títulos analizados, reforzaron la afirmación de los resultados que obtuvo en las pruebas de corridas, es decir, la falta de eficiencia del mercado argentino, porque en muy pocos títulos se acepta la hipótesis de independencia serial.

Además, afirmó que los resultados obtenidos en su estudio podrían estar explicados por el escaso desarrollo que posee el mercado de valores argentino comparado con el de países más desarrollados, dado que la capitalización bursátil es baja y con sólo un pequeño número de títulos que tuvieron negociación continua. Así mismo, agregó que se debe incentivar el ingreso de nuevas compañías a la oferta pública, promover la cantidad de negociaciones de forma tal de alcanzar continuidad y liquidez y motivar a inversores institucionales o no, para que intervengan en el mercado.

Por su parte, Smith K.L. (2002),<sup>113</sup> investigó varias hipótesis con datos sobre el mercado de bonos de EEUU, Canadá, Reino Unido, Alemania, Francia y Japón, utilizando pruebas de estacionalidad y cointegración. Cuando realizó el análisis de regresión, utilizando monedas locales, detectó el efecto enero en varios mercados (Estados Unidos, Alemania, Francia, Reino Unido y Canadá). Pero, cuando utilizó el test no paramétrico, el efecto enero solo lo detectó en el mercado de Francia. Igualmente hizo un análisis de regresión de los retornos dolarizados para detectar el efecto enero y lo confirmó en los mercados de Estados Unidos, Alemania, Francia y Reino Unido, aunque no son

---

<sup>112</sup> SWOBODA C. (2001). *op.cit.* <http://cdi.mecon.gov.ar/biblio/docelec/uncor/DT7.pdf>

<sup>113</sup> SMITH K.L., (2002). "Government Bond Market Seasonality, Diversification and Cointegration: International Evidence". *Journal of Financial Research*. Vol. 25, N° 2, pp. 203-221.

confirmados por el test no paramétrico. Los resultados a favor de la HEM en su forma débil los encontró prácticamente para todos los mercados excepto Francia.

Alcaraz P. y Fernández T. (2002)<sup>114</sup> efectuaron una investigación que consistió en determinar el grado de integración de los mercados financieros de Estados Unidos y Méjico. Para medir el grado de integración determinaron correlaciones entre los mercados. Utilizaron datos diarios del Índice de Precios y Cotizaciones (IPC) de Méjico y del Dow Jones Industrial (DJIA) y  $S\&P_{500}$  para el caso de Estados Unidos, por el período 1° de abril de 1988 al 7 de junio de 2002. Calcularon correlaciones sobre las rentabilidades diarias de los índices IPC, DJIA y  $S\&P_{500}$ , de la serie completa y también para 3 subperíodos: 1988-1993, 1994-2000 y 2001-2002.

Para probar la eficiencia débil de los mercados utilizaron un modelo de camino aleatorio y un modelo ARMA, prueba de autocorrelación y prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller, que aplicaron primero a la serie completa y después a cada subperíodo. Según los resultados de las correlaciones del período 1988-1993, obtuvieron una correlación cercana a 0,20 la cual consideraron baja. Esta correlación fue aumentando en los otros subperíodos, obteniendo 0,50 y 0,55 respectivamente. Con respecto a la eficiencia concluyeron que los mercados financieros de Estados Unidos son eficientes en su forma débil ya que los resultados del modelo ARMA fueron de grado 0,0 y además encontraron la presencia de raíces unitarias en las series, lo cual indicó que los precios se comportan como un *random walk*. Para el mercado mejicano, la conclusión no fue tan evidente, pues los resultados fueron contrarios al mercado de Estados Unidos con respecto al modelo ARMA, lo cual indicó que el mercado es ineficiente. Sin embargo, encontraron raíces unitarias en las series.

Hasan T., Kadapakkam P.R. y Ma Y.(2003)<sup>115</sup> utilizaron el test de variación proporcional desarrollada por Lo y MacKinlay (1988, 1989) modificada por Chow y Denning (1993), para validar la eficiencia en su forma débil, examinando la presencia del camino aleatorio en el retorno de las inversiones bursátiles realizadas en Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Méjico, Perú y Venezuela. En el estudio emplearon retornos

---

<sup>114</sup> ALCARAZ P.G. y FERNÁNDEZ T.D. (2002). "Integración y eficiencia en el mercado accionario de México y Estados Unidos". *Publicación del Instituto Tecnológico Autónomo de México*. Julio.

<sup>115</sup> HASAN T., KADAPAKKAM P.R y MA Y. (2003). "Tests of Random Walk for Latin American Stock Markets: Additional Evidence". *Latin American Business Review*, volumen 4(2), pp.37-53.

diarios, semanales y mensuales a lo largo de un período de 4 a 8 años; finalizando la muestra en el período de diciembre de 1998 para los 8 mercados de valores. La fecha de inicio para Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Méjico y Perú fue enero de 1991; mientras que para Costa Rica y Venezuela el período de muestreo se inició en 1995 y 1994 respectivamente, dado que las series cronológicas de datos comparables en estos dos países, con respecto a los anteriores no fueron tomadas en cuenta debido a una relevante remodelación en la composición de los respectivos índices. Los resultados indicaron que mientras la serie de retornos obtenidos en Argentina y Costa Rica siguen el camino aleatorio, Perú no lo hizo independientemente de la frecuencia de los datos usados. Para los mercados Brasil, Chile, Colombia, Méjico y Venezuela, los resultados variaron a medida que se utilizó una frecuencia de datos diferente para estimar la variación proporcional.

Por su parte, Li y Rosser (2004)<sup>116</sup> estudiaron una posible explicación de las características empíricas de los retornos de los activos, asumiendo que una serie temporal de rendimientos de los activos sigue una distribución normal o gaussiana, que carece de ambas colas gordas y de la dependencia de la volatilidad. El estudio consistió en explicar la ausencia de autocorrelaciones. Utilizaron dos tipos de participantes del mercado de activos: uno operadores F que son totalmente racionales y están bien informados; y el otro tipo fueron operadores N, quienes están menos informados, son irracionales y viven la vida con riesgo. El modelo estuvo basado en las representaciones estilizadas de estos dos tipos de participantes del mercado, que utilizan diversas estrategias.

El operador F es analítico y negocia en función el valor deducido de la dinámica del mercado, el operador N no es fundamentalista y negocia por intuición y por observación de las tendencias (chartistas).

Los resultados que obtuvieron del análisis del comportamiento de los participantes del mercado, estuvieron a favor de la HEM en su forma débil dado que la llegada al azar de nueva información condujo al camino aleatorio del precio del activo. Es decir, los precios de los activos del mercado son determinados por exceso de la demanda agregada de todos los negociantes. Además, la regeneración y la conmutación del beneficio entre los

---

<sup>116</sup> LI H. y ROSSER J.B. Jr. (2004). "Market dynamics and stock price volatility". *The European Physical Journal B*. 39, pp. 409-413.

negociantes F y los negociantes N, desempeñaron los papeles dominantes que construyen una conexión entre el mercado endógeno y la aparición de hechos estilizados.

Sarma (2004),<sup>117</sup> exploró la eficiencia del mercado emergente de la India<sup>118</sup> en su forma débil. Tuvo en cuenta el efecto calendario, especialmente el efecto fin de semana. Los índices que usó para estudiar la estacionalidad fueron Sensex, Natex, BSE200, durante el período enero de 1996 hasta agosto de 2002. La mayoría de los estudios previos han trabajado con valores al cierre de un índice, pero en este estudio trabajó con índices múltiples ya que esto facilita la identificación de presencias estacionales, probar la eficacia del juego del inversor, basándose en los patrones observados. Además este estudio usó valores promedio diarios a fin de atenuar los supuestos implícitos en los estudios previos (índice y valor al cierre).

Los tests usados fueron el no paramétrico de Kruskal-Wallis con el estadístico  $H$  para probar la estacionalidad del mercado. La hipótesis nula resultó que no hubo diferencias en los valores promedio de los retornos en los días fin de semana.

Los resultados principales fueron:

- Hubo estacionalidad manifiesta en los retornos del mercado.
- Los set: lunes, martes (LM); lunes, viernes (LV) y miércoles, viernes (XV) tuvieron desviaciones positivas para todos los índices.
- El set lunes, viernes (LV) tuvo la desviación positiva más alta para todos los índices, indicando oportunidad para retornos anómalos mediante estrategias de compra los días lunes y venta los días viernes, resultados en contra de la HEM.

---

<sup>117</sup> SARMA S.N. (2004). "Stock Market Seasonality in an Emerging Market". *Vikalpa*, volume 29, N° 3, Julio – septiembre, pp. 35-41.

<sup>118</sup> También puede emplearse el término hindú para referirse a este mercado.



- La estrategia mencionada, fue beneficiosa sólo para el índice SENSEX durante el período estudiado, para los otros índices una estrategia pasiva de comprar y esperar fue más efectiva.

Finalmente, el estudio concluyó que los patrones observados son útiles en la programación de las transacciones (*timing*), al explorar la oportunidad de aprovechar las irregularidades observadas en el mercado hindú por tanto, este mercado no es eficiente en su forma débil durante el período en estudio.

Silvapulle (2004)<sup>119</sup> realizó un estudio acerca del comportamiento estacional de retornos mensuales tomando como evidencia distintos mercados internacionales: Australia, Canadá, Francia, Alemania, India, Italia, Japón, Korea, Malasia, Nueva Zelanda, Singapur, el Reino Unido y los Estados Unidos.

El retorno de los precios mensuales fue computado a través de la diferencia de los logaritmos de los índices bursátiles mensuales de los mercados antes referidos. El período de estudio fue desde enero de 1960 hasta agosto de 1996. Los datos fueron tomados de *DX Data Base, Monash University*.

En la selección de las series de tiempo fue analizada la amplitud informativa sobre los efectos calendario y aplicó los tests Beaulieu Miron y Franses y las hipótesis nulas: de presencia de raíces unitarias estacionales y la hipótesis de estacionalidad. Descubrió propiedades estacionales ya mencionadas empleando tests referidos. La evidencia obtenida indicó que todas las series tienen raíces unitarias en las frecuencias en el largo plazo. Los retornos de junio resultaron no estacionales en 10 de los 13 mercados. Las series italianas mostraron ser no estacionales en febrero y octubre, mientras que las series japonesas fueron no estacionales en julio y mayo. Los resultados tuvieron implicaciones para modelos: 1) con hipótesis nula de mercado eficiente y 2) valoración de activos de capital (CAPM).

La presencia de raíces unitarias múltiples y de estabilidad estacional en algunos retornos, mostraron que esos mercados no son eficientes y que en alguna forma los precios

---

<sup>119</sup> SILVAPULLE P. (2004). "Testing for Seasonal Behavior of Monthly Stock Returns: Evidence from International Markets". *Quarterly Journal of Business & Economics*, Volumen 43, N° 1 y 2, pp. 93-109.

son predecibles si se utilizan las propiedades estacionales subyacentes encontradas en este estudio. Los resultados son de utilidad a los diferentes participantes en actividades bursátiles, especialmente en casos cuya efectividad depende muy precariamente de la habilidad para predecir variaciones de precios.

Sugirió que el tener en cuenta la naturaleza de la estacionalidad en los estudios económicos empíricos y en los análisis financieros de series de tiempo, ayudaría en el mejoramiento de las especificaciones de los modelos utilizados. Al final, el autor también propuso continuar con otro estudio para encontrar la fuente de los patrones estacionales observados en los retornos de los diferentes mercados.

Zhang y Malone (2004)<sup>120</sup> investigaron la relación entre los fondos descontados y retornos de los mercados chinos y utilizaron información acerca de los precios de los fondos: *NAVs*<sup>121</sup>, *Shares*<sup>122</sup> y fondos descontados, durante el período abril de 1998 hasta marzo de 2002. La metodología empleada fue el análisis descriptivo de las series (media, desviación estándar, valores máximos y mínimos); así como análisis de independencia, autocorrelación, homocedasticidad y heterocedasticidad, empleando el método de los mínimos cuadrados ordinarios y el modelo GARCH<sup>123</sup>, este último para mitigar el problema de heterocedasticidad presente en la estimación del modelo.

Igualmente, aplicaron pruebas con raíces unitarias, usando el test de raíces unitarias de Dickey-Fuller (1979),<sup>124</sup> para determinar la estacionariedad y el tamaño de la data que conforma el portafolio. Los resultados obtenidos mostraron que en promedio, los cambios de los fondos descontados se relacionan negativamente con los retornos menores y positivamente con los mayores. Pero estas relaciones no son significativas y varían para diferentes períodos. Subsiguientes análisis de las oportunidades de arbitraje mediante predicciones de retornos con fondos descontados al cierre, mostraron que no hay potencial predictivo en los fondos descontados en general, con la salvedad de que los descuentos de las últimas 10 semanas tuvieron algún potencial predictivo respecto de los retornos

---

<sup>120</sup> ZHANG T., LI J. y MALONE P. (2004). "Closed-End Fund Discounts in Chinese Stock Markets". *The Chinese Economy*, Volumen 37, N° 3, pp. 17-38.

<sup>121</sup> Declaración del valor de los activos de la empresa menos el valor de sus pasivos (valor en libros).

<sup>122</sup> Certificado que permite una persona comprar o vender una pequeña parte de la propiedad de una sociedad cotizada en bolsa, fondos mutuos, o algún otro instrumento de inversión, en el mercado.

<sup>123</sup> GARCH: *Generalized AutoRegression Condicional Heteroskedasticity*.

<sup>124</sup> DICKEY D.A, FULLER W.A (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 74, número 76, pp. 427-431.

mayores, por consiguiente queda avalada la HEM en su forma débil para los mercados chinos durante el período 1998 – 2002.

Ajayi R.A., Mehdian S. y Perry M.J. (2004)<sup>125</sup> realizaron un estudio empírico del efecto día de la semana, considerando el logaritmo neperiano de las rentabilidades de los precios de cierre diarios de 11 índices de los mercados de valores emergentes de Europa Oriental, desde el inicio de cada mercado hasta el 6 de septiembre de 2002, según la lista de países que se relaciona en la Tabla 1.

**Tabla 1: Mercado en estudio Vs. fecha de inicio de cada mercado**

País	Fecha de inicio de cada mercado
Croacia	Desde el 20 de julio de 1999
República Checa	Desde el 20 de septiembre de 1994
Estonia	Desde el 4 de julio de 1995
Hungría	Desde el 2 de enero de 1995
Letonia	Desde el 4 de febrero de 1997
Lituania	Desde el 2 de junio de 1998
Polonia	Desde el 3 de enero de 1995
Rumanía	Desde el 23 de septiembre de 1997
Rusia	Desde el 17 de enero de 1995
Eslovaquia	Desde el 3 de enero de 1995
Eslovenia	Desde el 1° de septiembre de 1994

Fuente: elaboración propia con información suministrada por Ajayi R.A., Mehdian S. y Perry M.J. (2004)

Ellos explican que los mercados objeto de estudio, han sufrido importantes transformaciones en el último decenio (1990-2000), entre las cuales mencionan: apertura de intercambio con intermediarios extranjeros, ejecución de negociaciones por vía electrónica, incremento del número de horas de negociación para promover el acceso, perfeccionamiento en el manejo de órdenes y ejecución de sistemas para mejorar la eficiencia, mejoramiento de los sistemas de información para incrementar la transparencia.

<sup>125</sup> AJAYI R.A., MEHDIAN S. y PERRY M.J. (2004). "The Day-of-the-Week Effect in Stock Returns". *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 40, N° 4, pp. 53-62.

También, indican que algunos de estos mercados son miembros asociados de la Federación Europea de Bolsas de Valores (FESE) y de la Bolsa de Valores Báltica (BSE).

La metodología empleada fue primeramente la determinación de indicadores de estadística descriptiva de cada uno de los referidos índices (media, mediana, desviación típica, asimetría y curtosis). Igualmente, realizaron el test de raíces unitarias, en cada serie de tiempo y obtuvieron como resultado que las series son estacionarias en sus primeras diferencias. Posteriormente, examinaron la existencia del efecto estacional en cualquier día de la semana, y emplearon el siguiente modelo:

$$R_{it} = \alpha_{1i}D_1 + \alpha_{2i}D_2 + \alpha_{3i}D_3 + \alpha_{4i}D_4 + \alpha_{5i}D_5 + \varepsilon_t$$

Donde:

$R_{it}$  = retorno diario del índice bursátil  $i$  tal como se define anteriormente.

$D_1$  hasta  $D_5$  son variables diarias.

Si  $t$  es un lunes, entonces  $D_1 = 1$  y  $D_2 = 0$  para los otros días, si  $t$  es un martes  $D_2 = 1$  y  $D_1 = 0$  para los otros días y etc.

$\alpha$  = son los parámetros estimados usando los mínimos cuadrados ordinarios.

$\varepsilon_t$  = es el término de error aleatorio.

La hipótesis de trabajo fue: si un determinado índice bursátil presenta un tradicional efecto lunes, entonces la estimación del coeficiente alfa se espera que sea negativo y estadísticamente significativo y el retorno del lunes también debería ser significativamente más bajo, que los retornos para el resto de la semana.

Los mercados que mostraron retornos negativos los lunes fueron: República Checa, Estonia, Letonia, Lituania, Rumania y Eslovaquia, siendo estadísticamente significativos<sup>126</sup> sólo para el caso de Lituania (a un nivel de confianza de 5%) y Estonia (a un nivel de 10%). Para el resto de los 6 países incluidos en el ejemplo, los retornos del lunes fueron positivos, pero estadísticamente significativos sólo en el caso de Rusia (a un nivel de confianza del

---

<sup>126</sup> Para probar la significancia estadística de los retornos de los lunes con respecto a los retornos del resto de la semana, realizaron un test de diferencia de medias sobre la base de pruebas de la hipótesis nula que los retornos del lunes son iguales a la media de rendimientos de martes a viernes.

5%). Igualmente no observaron otros efectos del día de la semana estadísticamente significativos en los retornos de los mercados objeto de estudio, salvo el caso de Eslovenia, que tuvo un efecto martes con retornos negativos y efecto jueves y viernes con retornos positivos, y Lituania, con retornos negativos el Martes.

Finalmente, realizaron un análisis del efecto lunes Intra meses, para 3 índices. Este análisis se basó en un procedimiento establecido por Wang 1997, citado por Ajayi Mehdian y Perry (2004)<sup>127</sup> para investigar si el efecto lunes es originado por el retorno de algún lunes en particular durante el mes. Igualmente aplicó una diferencia de medias como prueba para examinar si el retorno en los 3 primeros lunes de cada mes, son estadísticamente diferentes de las medias de los retornos en los dos últimos lunes del mes. Estonia y Lituania mostraron un efecto lunes tradicional (lunes con rendimientos negativos), pero las diferencias entre el promedio de los retornos en los 3 primeros lunes del mes y la media de los retornos en los dos últimos lunes del mes, no fueron estadísticamente significativos, lo cual implicó que la significancia de los retornos negativos del lunes observados en estos 2 mercados no pudieron atribuirse a ningún lunes del mes.

Dragota y Mitrica (2004),<sup>128</sup> realizaron un trabajo sobre la eficiencia de los mercados de capitales para el caso de Rumania. El propósito de ese estudio fue probar el concepto de eficiencia en la forma débil del mercado Rumano representado por la Bolsa de Valores de Bucarest, la cual tiene aproximadamente 125 empresas registradas. Primeramente contextualizaron el mercado rumano explicando que a pesar de los aspectos positivos este mercado ha experimentado una tendencia a la baja: los índices han decrecido casi todo el período 1998-2000; aun cuando el número de compañías registradas es aceptable, la liquidez del mercado se mantuvo baja.

Para este propósito los autores analizaron la evolución de 6 activos registrados en la primera categoría en la Bolsa de Valores de Bucarest, los cuales tuvieron la mejor liquidez en el mercado durante un período de 2,5 años. Utilizaron datos diarios, del período comprendido entre el 9 de abril de 1998 hasta el 10 de octubre de 2000. Trabajaron bajo el supuesto que al usar datos diarios se puede utilizar un período corto y por eso, los datos

---

<sup>127</sup> *Ibid.* p.60.

<sup>128</sup> DRAGOTA V. y MITRICA E. (2004). "Emergent capital markets efficiency: The case of Romania". *European Journal of Operational Research*. Vol 155, pp. 353-360.

empleados fueron rentabilidades diarias ajustadas por dividendos y asumieron que los activos estudiados son representativos del mercado.

Para el test de eficiencia de este mercado comenzaron con el test gráfico y observaron que se refleja una distribución asimétrica con residuos distribuidos anormalmente y en ningún caso la hipótesis de camino aleatorio fue rechazada. También realizaron análisis de regresión simple, correlación y autocorrelación entre los retornos de los activos. En los estudios de autocorrelación utilizaron retardos de hasta 16 días y observaron autocorrelaciones irrelevantes, el valor máximo del coeficiente de correlación fue de 0,296 para 1 retardo y el mismo disminuye a medida que aumentan los retardos. Sin embargo, con estos resultados aún no rechazan la hipótesis de camino aleatorio.

Procedieron a realizar otros test de eficiencia débil adicionales como es el test de raíces unitarias de Dickey-Fuller (1979) y el test de Phillips-Perron (1988)<sup>129</sup> y con los resultados obtenidos al aplicar estas pruebas, pudieron concluir que el mercado rumano es ineficiente y se pueden obtener ganancias anormales utilizando estrategias basadas en los valores esperados de los precios.

Al respecto, se considera que si Dragota y Mitrica hubiesen empleado en el estudio datos mensuales para validar la HEM en el mercado rumano, los resultados podrían ser completamente contrarios, porque la mayoría de los test para validar la HEM, se basan supuesto de la normalidad de las series, lo cual es bastante probable eviendicar en series mensuales. En este orden de ideas, Gómez-Bezarez F (2000):<sup>130</sup> señala lo siguiente:

En base al teorema central del límite es aceptable suponer que las rentabilidades sigan la normal, pero esto habrá que contrastarlo empíricamente. A la vista de los datos de Fama (1976, págs.. 21 y ss.) parece que las rentabilidades diarias no son normales por apreciarse leptocurtosis, dicha normalidad puede comprobarse aplicando el test del rango studentizado. Ante esta situación, ampliamente comprobada se han tratado de buscar diferentes explicaciones, entre las que merece especial atención la discusión sobre las distribuciones pareto-estables (también denominadas simplemente estables)...

...son invariables a la suma; es decir, que la suma de variables independientes que siguen una determinada distribución pareto-estable da lugar a una pareto-estable del mismo tipo. Además entre las distribuciones estables simétricas no normales

<sup>129</sup> PHILLIPS P.C.B. y PERRON P. (1988). "Testing for a Unit Root intime Series Regressions". *Biometrika* 75, pp. 335-346.

<sup>130</sup> GÓMEZ-BEZAREZ (2000). *op.cit.* pp. 130-131.

se aprecia leptocurtosis, lo que parece concordar con lo que sucede con las rentabilidades diarias...

...Fama llega a la conclusión de que las rentabilidades mensuales pueden considerarse como normales, lo que no es consistente con que las distribuciones de las rentabilidades sean estables simétricas no normales...

...la distribución que siguen las rentabilidades es normal multivariante... para contrastarlo basta con ver si las de las carteras sigue la normal...

El estudio de Payne J.M. y Sahu A.P. (2004)<sup>131</sup> probaron la hipótesis del camino aleatorio para el mercado estadounidense y el mundo comercial de bienes raíces, empleando los siguientes índices: Índice Nacional de Bienes Raíces (DRE) de Estados Unidos, Índice del Mundo Inmobiliario (WRE) y el Índice Bursátil del Mundo (EAM). La muestra incluyó datos mensuales del período enero de 1980 hasta diciembre de 1997. Con todos los datos calcularon primero los retornos y luego los logaritmos naturales de cada índice.

La metodología que usaron para probar el camino aleatorio de las series se basó en el análisis de raíces unitarias de Dickey-Fuller, Phillips-Perron y pruebas de la razón de la varianza de Cochrane. También aplicaron el test de cointegración de Johansen-Juselius que reveló que los 3 mercados no estaban cointegrados. Sin embargo, encontraron la presencia de cointegración entre las inmobiliarias y los mercados de valores y por tanto, señalaron que podría ser posible obtener un rendimiento proveniente de un portafolio internacional diversificado en el corto plazo (señal de ineficiencia), pero no era posible hacerlo a largo plazo en presencia de cointegración. En general, el modelo de vectores autorregresivos (VAR) mostró poca o ninguna capacidad de predicción en la explicación de la variación de los resultados mensuales a largo plazo.

Hasan M.S. (2004),<sup>132</sup> examinó la eficiencia de los mercados en su forma débil utilizando datos diarios de la bolsa de valores de Dhaka,<sup>133</sup> el mayor mercado de

---

<sup>131</sup> PAYNE J.M. y SAHU A.P. (2004). "Random Walks, cointegration, and the transmission of shocks across global real estate and equity markets". *Journal of Economics and Finance*, volumen 28, número 2, pp.198-210.

<sup>132</sup> HASAN M.S (2004). "On the validity of the Random Walk Hypothesis applied to the Dhaka Stock Exchange". *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, volumen 7, N° 8, pp. 1069-1085.

<sup>133</sup> Capital y ciudad más grande de Bangladesh, con más de 11 millones de habitantes. La Bolsa de Valores de Dhaka ha mostrado crecimiento desde 1999. A octubre de 2002 existían 258 valores listados en este mercado de valores, que consistían en 239 acciones, 10 fondos mutuales y 9 certificados de obligaciones negociables.

Bangladesh, durante el período 1990 hasta diciembre de 2000. Dividió la serie en 3 subperíodos distintos: pre-especulación, especulación y post especulación.

La metodología utilizada consistió en una serie de pruebas estadísticas como el modelo de *random walk* o camino aleatorio, prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller, razón de la varianza, función de autocorrelación y el test de independencia basado en la dimensión de la correlación (BDS) desarrollado por Block en 1996. Los resultados obtenidos en el estudio fueron:

1. El soporte aparente del modelo del camino aleatorio hizo posible a los inversores, comerciantes, especuladores y arbitranes pronosticar los precios de la bolsa al menos un día, basado en la suposición que los precios de la bolsa recuerdan sus niveles anteriores, lo cual desfavorece la HEM en su forma débil.
2. La prueba de la raíz unitaria de Dickey-Fuller, mostró que los índices de los precios de la bolsa tienen raíz unitaria.
3. Las funciones de autocorrelación revelaron autocorrelaciones pequeñas, insignificantes.
4. Los retornos diarios de la bolsa tuvieron alguna memoria y una fracción de los retornos de la bolsa pudieron tener un componente predictivo durante la burbuja y períodos de post especulación.
5. Los resultados de la prueba BDS, encontraron evidencia de la dependencia durante el período total de la muestra y el período de preespeculación, lo cual tendió a sugerir el rechazo de la HEM en su forma débil.

El estudio de Guardia Y. G. (2005)<sup>134</sup> buscó determinar si los mercados de valores latinoamericanos son precisamente más eficientes como consecuencia del flujo masivo de capitales a la región o las medidas implementadas en el ámbito doméstico, para estabilizar las economías y fomentar la transparencia de los mercados. En su trabajo evaluó el estadístico  $Q$  de Ljung y Box (LB) (1978) de las series de rentabilidades mensuales de 5

---

<sup>134</sup> GUARDIA Y. G. (2005). *op.cit.*, p. 7.



índices bursátiles latinoamericanos, durante el período enero de 1990 hasta junio de 2005. Los índices que utilizó fueron: Merval de la Bolsa de Valores de Buenos Aires, Bovespa de la Bolsa de Valores de Sao Paulo, el Índice General de Precios de Acciones (IGPA) de la Bolsa de Valores de Santiago de Chile, el Índice de Precios y Cotizaciones (IPC) de la Bolsa de Valores de Méjico y el Índice General de la Bolsa de Valores de Lima (IGBVL).<sup>135</sup>

Él realizó las estimaciones con índices denominados en moneda doméstica, dado que la mayoría de los estudios consideran los índices tanto en moneda doméstica como en moneda extranjera de referencia, siendo esta el dólar americano. En el estudio se basó en el supuesto que la eficiencia de los mercados de valores latinoamericanos han evolucionado en el tiempo y por ello consideró 4 subperíodos: enero 1990 - junio 2005 (período total); enero 1990 – junio 1997 (período previo al estallido de la crisis asiática asociada a las fases 1 y 2); julio 1997 – junio 2005 (período de crisis en los mercados emergentes y posterior recuperación) y enero 2001 – junio 2005 (período de recuperación). Utilizó dentro del estudio 1, 12 y 24 retardos debido a que el estadístico  $Q$  de Ljung y Box es muy sensible al número de retardos.

Finalmente, Guardia concluyó que los mercados de Argentina, Brasil y Méjico son eficientes en todos los períodos considerados, pero los mercados de Chile y Perú son más eficientes en los últimos años,<sup>136</sup> siendo estos resultados congruentes con los resultados obtenidos por Urrutia y Ojah y Karemera, citados por Guardia Y.G. (2005).<sup>137</sup>

Es importante destacar que en la revisión de la literatura también hay quienes ponen en duda la hipótesis de camino aleatorio como lo hace Lam K., Mei W.M.C y Wong W (2005)<sup>138</sup> cuando manifiesta que algunos prueban simplemente el camino aleatorio contra el camino no aleatorio. Pero, para mejorar la validez y la confiabilidad de la prueba en situaciones más complicadas, algunos aplican algunas restricciones a los modelos alternativos fijados en la hipótesis alternativa. Una de ellas es el test de proporción de la

---

<sup>135</sup> El autor consideró que estos mercados representan prácticamente la totalidad de la capitalización bursátil de la región.

<sup>136</sup> Teniendo en cuenta que un estadístico  $Q$  elevado o un  $p$  value menor a 0,05 lleva a rechazar la hipótesis de camino aleatorio.

<sup>137</sup> GUARDIA Y. G. (2005). *op.cit.* p.7.

<sup>138</sup> LAM K, MEI W.M.C. & WONG W. (2005). "New Variance Ratio Test to Identify Random Walk from the General Mean Reversion Model". *Working paper N° 0514. National University of Singapore.*  
<http://www.fas.nus.edu.sg/ecs/pub/wp/wp0514.pdf> Fecha de la consulta: 15 de febrero de 2008.

varianza que identifica el camino aleatorio en el modelo general de reversión de la media. Esto significa que la reversión podría explicarse por la reacción excesiva de hipótesis definidas por DeBondt y Thaler (1985)<sup>139</sup> que sugieren que los movimientos extremos en los precios de las acciones, son seguidas por los movimientos en la dirección opuesta, que cuanto mayor sea la magnitud inicial de los cambios de los precios, la sobre-reacción es más extrema. Es decir, se considera que el trabajo de DeBondt y Thaler indica que la mayoría de personas tienden entonces a sobrerreaccionar ante nuevos eventos, que los precios de las acciones realizan en cualquier momento determinado rebasamiento<sup>140</sup> y que la reversión posterior debería ser predecible a partir de retornos pasados y por tanto, si este supuesto es cierto, constituye una anomalía del mercado que va en contra de la HEM.

Continuando con la revisión de los estudios empíricos utilizados para probar la eficiencia en su forma débil, se encontró a Narayan (2005)<sup>141</sup> quien hizo un estudio mediante el cual realizó pruebas de no linealidad y luego investigó las propiedades de raíz unitaria del índice bursátil mensual de Australia (ASX All Ordinaries), durante el período enero de 1960 hasta abril de 2003; y del índice bursátil de Nueva Zelanda (NZSE Capital Index), durante el período enero de 1967 hasta abril de 2004.

Él utilizó el modelo autorregresivo por tramos (TAR),<sup>142</sup> definido por una variable llamada umbral, el cual permite examinar si una serie de datos sigue o no un proceso no lineal. Los resultados demostraron el no rechazo de la hipótesis nula de la raíz unitaria, por tanto, los valores de Australia y de Nueva Zelanda, siguen un proceso no lineal y no estacionario. Además, utilizó otros tests sugeridos por Caner y Hansen (2001) para examinar la evidencia de la hipótesis de eficiencia, como son las raíces unitarias de Dickey-Fuller. En conclusión, señaló que los precios de las acciones de ambos países son no lineales, caracterizados por poseer raíces unitarias y por tanto, los mercados estudiados eran eficientes en su forma débil.

---

<sup>139</sup> DE BOND T W. y THALER R (1985). "Does the Stock Market Overreact?". *The Journal of Finance*. Julio.

<sup>140</sup> El término en inglés de rebasamiento es *overshooting*.

<sup>141</sup> NARAYAN P.K. (2005). "Are the Australian and New Zealand stock prices nonlinear with a unit root?". *Applied Economics*, 37, pp. 2161-2166.

<sup>142</sup> *Threshold Autoregressive (TAR) Models*.

En la misma línea de trabajo se encontró otro trabajo realizado por Narayan y Smyth (2005)<sup>143</sup> quienes validaron la hipótesis de la eficiencia del mercado en su forma débil. Ellos probaron la hipótesis del camino aleatorio para los índices bursátiles de 22 países de la OCDE<sup>144</sup> (Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Finlandia, Francia, Alemania, Hungría, Irlanda, Italia, Japón, Corea, Méjico, Países Bajos, Nueva Zelanda, Portugal, España, Suiza, Suecia, Turquía, Reino Unido y Estados Unidos) y para ello utilizaron el logaritmo natural de los índices bursátiles diarios durante el período 01 de enero de 1991 hasta el 4 de junio de 2003 y en total contaron con 3.242 observaciones.

Ellos comenzaron aplicando los tests de raíces unitarias de Dickey-Fuller y de Phillips-Perron. Dado que algunos investigadores han refutado las pruebas de raíces unitarias por cuanto dicen que tienen poco poder para diferenciar una trayectoria de raíz unitaria de una estacionaria cuando había cambio estructural, ellos se inclinaron por realizar las pruebas sugeridas por Zivot and Andrews (1992),<sup>145</sup> quienes elaboraron un test en la que la fecha de punto de quiebre era determinada endógenamente y de manera secuencial, con la finalidad de evaluar la posible presencia de quiebre estructural en cada serie analizada. Los resultados totales apoyaron la hipótesis del camino aleatorio, excepto para Méjico y Nueva Zelanda porque los resultados que obtuvieron de las raíces unitarias de Dickey-Fuller y de Phillips-Perron, rechazaron la hipótesis nula de aleatoriedad, mientras que según los resultados que obtuvieron al aplicar modelos secuenciales de la ruptura de la tendencia de Zivot y de Andrews (1992), sólo rechazaron la hipótesis nula de aleatoriedad para Nueva Zelanda.

El trabajo realizado por Panagiotidis T. (2005),<sup>146</sup> consistió en probar la hipótesis de la eficiencia de la Bolsa de Valores de Atenas (ASE), después de la introducción del euro, bajo la premisa que los precios de las acciones serían más transparentes, el desempeño del mercado sería más fácil de comparar y se eliminaría el riesgo del tipo de cambio, por lo cual se reforzaría la HEM. Para el estudio empleó el FTSE/ASE20 que consta de empresas de alta capitalización, el FTSE/ASE MID 40 que consta de medianas empresas y

---

<sup>143</sup> NARAYAN P.K. y SMYTH R. (2005). "Are OECD stock prices characterized by a random walk? Evidence from sequential trend break and panel data models". *Applied Financial Economics*, N° 15, pp. 547-556.

<sup>144</sup> Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico.

<sup>145</sup> ZIVOT, E. y ANDREWS, D. W.K., (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, volumen 10, N° 3, pp. 251-270.

<sup>146</sup> PANAGIOTIDIS T. (2005). "Market capitalization and efficiency. Does it matter? Evidence from the Athens Stock Exchange. *Applied Financial Economics*, 15, pp. 707-713.

el FTSE/ASE de pequeñas empresas, durante el período 01 de junio de 2000 al 14 de marzo de 2003 para el FTSE20; y el período 01 de junio de 2001 al 14 de marzo de 2003 para el FTSE MID 40 y el FTSE/ASE. La metodología utilizada consistió en 5 pruebas estadísticas para probar el camino aleatorio de las series: McLeod y Li (1983), Modelo ARCH<sup>147</sup> de Engle (1982), Brock (BDS) (1996), Tsay (1986), y Hinich y Patterson (bivariate) (1995). La hipótesis de camino aleatorio de los datos fue rechazada en 3 casos, por tanto procedieron a emplear modelos de tipo GARCH.<sup>148</sup>

Ese estudio buscó responder las preguntas siguientes: 1) ¿la nueva moneda ha reforzado el argumento en favor de la HEM? Los resultados del estudio están en contra de la HEM, después de la introducción del euro en el mercado de Atenas; 2) ¿ha cambiado el comportamiento de las series de tiempo de los 3 principales índices de la ASE?. Al respecto, los resultados mostraron que el comportamiento de las series de tiempo no han cambiado, 3) ¿la capitalización influye en la eficiencia?, el índice con menor capitalización mostró ser más eficiente.

El estudio realizado por los investigadores Islam y Khaled (2005)<sup>149</sup> tuvo como finalidad validar la teoría de la HEM en su forma débil en el mercado de valores de Dhaka (mercado relativamente pequeño en términos de mercado, capitalización, número de valores listados, pero el ratio de volumen de negocios es comparativamente grande). Los datos que utilizaron en el trabajo fueron diarios, semanales y mensuales de los precios y retornos del mercado de valores durante el período 1990 - 2001.

Aplicaron las pruebas de heterocedasticidad de Box-Pierce y Lo MacKinlay (1989). Los resultados indicaron predictibilidad de los precios de las acciones a corto plazo antes del *crash* que sufrió el mercado en 1996, pero no revelaron predictibilidad después del mencionado *crash* porque posterior a esta fecha, los responsables de las políticas del

---

<sup>147</sup> *AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity*, que significa modelo de heterocedasticidad autorregresiva condicional.

<sup>148</sup> *Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*, que significa modelo generalizado de heterocedasticidad autorregresiva, desarrollado por Bollerslev en 1986.

<sup>149</sup> ISLAM A. y KHALED M. (2005). "Tests of Weak-Form Efficiency of the Dhaka Stock Exchange". *Journal of Business Finance and Accounting*, 32(7), pp. 1613-1624.

mercado tomaron varias medidas para reorganizar el mercado de capitales, mejorar su transparencia y recuperar la confianza de los inversores.

Otro estudio que se basó en los efectos estacionales fue realizado por Keef y Roush (2005)<sup>150</sup> quienes analizaron el efecto de un día de la semana en los retornos de los días previos a días festivos, en el índice bursátil *S&P<sub>500</sub>*. Utilizaron datos diarios del período 1930 hasta 1999. La metodología empleada en el estudio fue un sistema de regresión serial y un sistema de contrastes intradías e interdías; y realizaron contrastes para cada día y contrastes entre días. Igualmente estudiaron el proceso para identificar la relevancia de los días festivos o vacaciones. Los resultados obtenidos confirmaron investigaciones previas<sup>151</sup> porque evidenciaron retornos anormales en los días previos a los días festivos en el *S&P<sub>500</sub>*, en el período anterior a 1987. Utilizaron para ello el ratio de magnitud relativa y observaron que posteriormente a 1987, los retornos anormales en los días prefestivos disminuyeron alrededor de un 30%. La declinación en el ratio de magnitud relativa, fue atribuida a un incremento en el retorno diario típico y por el efecto de la interacción.

Ellos obtuvieron en el estudio otros 5 resultados que según los autores no han sido incorporados en la literatura anteriormente. Estos resultados fueron:

1. Efecto día laborable y efecto intradía, los martes después de 1987.
2. Esa evidencia los llevó a soportar la presencia del efecto miércoles versus el martes, observando por tanto, el efecto interdía, en la etapa posterior a 1987.
3. En la etapa pre 1987 evidenciaron de manera débil el efecto lunes presente en los retornos previos a los días festivos.
4. No encontraron evidencia del efecto fin de semana largo en los retornos, es decir, los contrastes realizados no revelaron un período de 3 días frente a un día (a mediados de semana) y a los retornos de los días previos a los festivos.

---

<sup>150</sup> KEEF S.P. y ROUSH M.L (2005). "Day-of-the-week effects in the pre-holiday returns of the Standard & Poor's 500 stock index". *Applied Financial Economics*, 15, pp. 107-119.

<sup>151</sup> Los autores citan a Vergin y McGinnis, 1999, p.117.

Según los resultados la duración de los días festivos o vacaciones, no tienen influencia significativa en los retornos previos a las vacaciones o festivos.

5. No hay diferencia entre efecto prevacaciones o prefestivos asociado al Viernes Santo.

Según los resultados obtenidos confirmaron la eficiencia en su forma débil del mercado americano a partir de 1987, por cuanto el efecto de los días prefestivos ha disminuido cerca del 30% después de 1987.

Otro estudio encontrado fue el de Sarkar y Mukhopadhyay (2005)<sup>152</sup> realizaron una investigación para estudiar la eficiencia del mercado de la India a fin de identificar factores que lo hagan predecible, asegurando una adecuada especificación de los momentos condicionales de 1° y 2° grado. También incluyeron un estudio de la dependencia no lineal de los beneficios. Utilizaron los 4 mayores índices bursátiles del mercado hindú como son: The Bombay Stock Exchange Sensitive Index (BSE SENSEX), datos diarios desde enero de 1986 hasta diciembre de 2000; The Bombay Stock Exchange National Index (BSE 100) con datos diarios desde enero de 1991 hasta diciembre de 2000; el Standard and Poor's Crisil CNX NIFTY Index of the NSE (National Stock Exchange) por el período 11 de noviembre 1994 hasta el 31 de diciembre de 2000; y DOLLEX con datos diarios durante el período enero 1991 hasta diciembre de 2000.

En la metodología utilizaron los test de GARCH que requieren de una adecuada especificación de la media condicional. Los test de GARCH utilizados fueron: ratio de la varianza automática, test de Andrews, residuos recursivos y BDS (autocorrelación). Obtuvieron evidencia de 2 rupturas estructurales en el mercado hindú, el primero en la mitad de 1992 y el segundo a finales de 1996, lo cual es consistente con lo que realmente ocurrió. De allí concluyeron que es inadecuado incorporar dependencias de 2° grado en el test de GARCH, en la determinación de no linealidades potenciales en los beneficios para cualquier índice.

---

<sup>152</sup> SARKAR N. y MUKHOPADHYAY D (2005). "Testing Predictability and Nonlinear Dependence in the Indian Stock Market". *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 41, N° 6, pp. 7-44.

Concluyeron que el mercado es predecible debido a: inestabilidad paramétrica, dependencia no lineal, efectos fin de semana, GARCH condicional, correlación serial, volatilidad en niveles estacionales, tasas de interés de corto plazo y algunas dinámicas de orden mayor. El mercado hindú mostró señales de ineficiencia en su forma débil durante el período estudiado, pero especialmente durante el período 1992-1996.

Escasos estudios se han realizado con datos de mercados latinoamericanos los cuales se caracterizan por los distintos grados de barreras de entrada para los inversores internacionales según señala Rodríguez y Fermín (2006).<sup>153</sup> En este sentido, Guardia Y. G. (2005),<sup>154</sup> también señala que los mercados emergentes de América Latina se caracterizan por poseer sistemas financieros pequeños en comparación a sus niveles de ingreso per cápita, aunque en términos de profundidad financiera las economías latinoamericanas constituyen un conjunto más bien homogéneo. En comparación con los mercados emergentes de Asia y Europa del Este, los sistemas financieros en Latinoamérica son pequeños respecto a Asia y ligeramente menores respecto a Europa del Este. Sin embargo, los sistemas bancarios tienen una mayor importancia en las economías de América Latina que en Asia, aunque presentan niveles muy similares en comparación a Europa del Este.

Con respecto a estudios realizados en América Latina, se encontró a Sansores G.E. (2006)<sup>155</sup> quien estudió la eficiencia débil en el mercado accionario de Méjico, pero previamente advirtió que este mercado accionario posee pocos inversionistas locales, lo cual no ha permitido que la bolsa sea una alternativa de financiamiento real; la operatividad está concentrada en apenas 8 emisoras que representan el 80% de su actividad; de las 23 casas de bolsas solo 5 canalizan el 50% del flujo de efectivo de los fondos institucionales extranjeros.

Para el estudio utilizó la serie histórica diaria de los rendimientos del Índice de Precios y Cotizaciones (IPC), calculados con el IPC al cierre del día de cada mes a fin de calcular los rendimientos nominales durante el período comprendido entre el 1° de octubre de 1997 al 10 de enero de 2000. Aplicó las pruebas estadísticas propuestas por Campbell y

---

<sup>153</sup> RODRÍGUEZ y FERMÍN (2006). *op.cit.* p.886.

<sup>154</sup> GUARDIA YAMOTO, G. (2005). "Eficiencia y Gobierno Corporativo en los mercados de valores latinoamericanos". CESLA. Pontificia Universidad Católica del Perú.

<sup>155</sup> SANSORES G. E (2006). "Eficiencia informativa y mercados financieros emergentes: evidencia empírica del mercado accionario mexicano" *Revista de Investigaciones en Ciencias Sociales, Económicas y Administrativas*, número 4, pp. 119-124.

Lo y MacKinlay para determinar si la serie seguía una caminata aleatoria. Primero probó si la serie de tiempo era estocástica estacionaria.<sup>156</sup> Realizó la prueba de la función de autocorrelación y la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller, usando método de los mínimos cuadrados ordinarios.

Los resultados del trabajo fueron: la serie siguió un proceso no estacionario y presentó evidencia de cambios estructurales; de la función de autocorrelación calculó la varianza, autocovarianza y coeficiente de autocorrelación lo cual indicó que existe una relación muy alta entre los precios de hoy con los precios de ayer; los resultados de la prueba de Dickey-Fuller le indicaron que se rechazó la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria, lo que significó que no existió eficiencia débil en el mercado de valores mejicano.

Nuevamente se encontró otro estudio realizado por Narayan P. K. (2006)<sup>157</sup> quien examinó la estacionariedad del tipo de cambio real en la India, respecto a 16 países con los cuales es socio comercial durante el período 1960-2000. Utilizó datos anuales y aplicó el test de la raíz unitaria de Dickey-Fuller, el multiplicador de Lagrange (LM) raíz unitaria con un cambio estructural y la prueba de raíz unitaria LM con 2 rupturas estructurales. Los resultados que obtuvo indicaron que las series del tipo de cambio de 14 de los 16 países analizados<sup>158</sup> son no estacionarias, lo que implicó el apoyo a la paridad del poder adquisitivo y resultados a favor de la HEM en su forma débil. Las excepciones fueron Pakistán y Corea del Sur. Rechazó la hipótesis nula de la raíz unitaria para el mercado de Pakistán, pero no para el resto de países.

Según Narayan, los resultados obtenidos se debieron al pequeño tamaño de la muestra que consistió en 41 observaciones anuales, lo cual pudo no ser suficiente para probar la hipótesis nula de la raíz unitaria y a los altos costos de transacción en estos países, lo cual pudo haber afectado la rentabilidad de un arbitraje.

---

<sup>156</sup> Media y varianza constantes en el tiempo y si el valor de la covarianza entre 2 períodos depende solamente de la distancia o rezago entre estos 2 períodos de tiempo y no del tiempo en el cual se ha calculado la covarianza.

<sup>157</sup> NARAYAN P.K. (2006). "Are bilateral real Exchange rates stationary? Evidence from Lagrange multiplier unit root tests for India". *Applied Economics*, 38, pp. 63-70.

<sup>158</sup> Tailandia, Estados Unidos, Reino Unido, Canadá, Australia, Nueva Zelanda, Malasia, Sri Lanka, Filipinas, Japón, Italia, Francia, Alemania y Hong Kong.



Por su parte, Kyrtsov C., Leontitsis A. y Siriopoulos C. (2006)<sup>159</sup> desarrollaron una investigación cuyos objetivos fueron: estudiar cómo la dinámica subyacente de los retornos del Nasdaq Composite y el TSE 300,<sup>160</sup> está influenciada por la presencia de efectos calendario como anomalía del mercado. Adaptaron el método de predicción o pronóstico a la metodología de previsión caótica o del caos para buscar información que pueda traducirse en la mejora de la rentabilidad de las carteras financieras. Los datos que utilizaron fueron las series de índices diarios de la Bolsa de Nueva York (Nasdaq Composite) y Bolsa de Valores de Toronto (TSE 300 Composite) durante el período 15 de octubre de 1984 al 29 de diciembre de 2000 y 25 de septiembre de 1984 al 29 de diciembre de 2000, respectivamente.

La metodología que usaron consistió en un análisis de estadística descriptiva de ambas series, con lo cual constataron que ninguna sigue una distribución normal de acuerdo al coeficiente de normalidad Jarque-Bera, donde para el caso del Nasdaq les dio como resultado 19811 y para el TSE 300 el resultado fue 69899. Posteriormente, analizaron el efecto calendario, a través del estudio de la dinámica subyacente y el modelo de previsión caótica, y encontraron que los efectos calendario pueden tener importantes repercusiones en la dinámica de la estructura financiera de las series y la solidez de los métodos de previsiones. Con estos resultados invalidaron la hipótesis de la eficiencia de los mercados.

Otro estudio realizado con el fin de probar la teoría de la eficiencia de los mercados fue realizado por Antunes, Moura y Bressan (2006)<sup>161</sup> quienes estudiaron el efecto tamaño, analizando los retornos de las empresas que negocian sus títulos en la Bolsa de Valores de Sao Paulo (Bovespa).<sup>162</sup> El referido estudio analizó el desempeño de los títulos durante el período 17 de marzo de 1998 al 03 de agosto de 2004, para evidenciar la teoría de la eficiencia del mercado brasileño en su forma débil y semifuerte.

---

<sup>159</sup> KYRTSOV C., LEONTITSIS A. y SIRIOPOULOS C. (2006). "Exploring the impact of calendar effects on the dynamic structure and forecasts of financial time series". *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, volumen 9, N° 1, pp. 1-22.

<sup>160</sup> Índice ponderado de la Bolsa de Valores de Toronto (Canadá), que recoge las 300 empresas con mayor capitalización bursátil de ese mercado.

<sup>161</sup> ANTUNES G.A., MOURA L.W. y BRESSAN A.A. (2006). "Análise do "Efeito tamanho" nos retornos das aes de empresas listadas na Bovespa". *R. Cont.Fin. – USP*, Sao Paulo, N° 40, enero-abril, pp.87-101.

<sup>162</sup> Es una de las mayores bolsas del mundo y en ese mercado se cotizan aproximadamente 550 empresas, según indica el sitio web de la Bolsa de Valores de Sao Paulo.

<http://www.bmfbovespa.com.br/home.aspx?idioma=pt-br> Fecha de la consulta: 15 de marzo de 2008.

La metodología que emplearon implicó en primer lugar pruebas de estacionariedad para comprobar si los retornos seguían un camino aleatorio y los resultados fueron que todas las series analizadas eran no estacionarias. Igualmente, al emplear el tests de las raíces unitarias de Phillips-Perron encontraron que aproximadamente el 90% de las series temporales seguían un camino aleatorio y también aceptaron la hipótesis nula de presencia de raíz de los rendimientos, lo que significa que los mismos mostraron no estacionariedad. Estos hallazgos sugirieron que el mercado de valores brasileño es eficiente en su forma débil.

Para el caso de la HEM en su forma semifuerte, analizaron el efecto tamaño en los retornos de las principales acciones de Bovespa es decir, si la información sobre el tamaño de las empresas es importante, verificaron si ha sido incorporado o no, en los beneficios de las acciones. El referido efecto tamaño fue medido a través del modelo CAPM y considerando el valor de mercado, valor contable y el beneficio de las empresas objeto de estudio. Por último, obtuvieron una correlación significativa entre la beta y valor contable, sólo cuando ese valor contable se utiliza para validar el efecto tamaño. Sin embargo, sus coeficientes fueron bajos y sus señales fueron inconsistentes. En términos generales, estos resultados sugieren que el mercado brasileño es también eficiente en su forma semifuerte.

Por su parte, Miranda T.B. y Blass S.R. (2006)<sup>163</sup> realizaron un estudio para probar la hipótesis de *random walk* o camino aleatorio y examinaron nuevos datos de sectores del mercado de valores de Brasil. En el estudio emplearon pruebas de la razón de la varianza con pruebas específicas de percentiles para la búsqueda de patrones en los precios de los activos.

Para el estudio utilizaron datos mensuales (98 observaciones) y semanales (426 observaciones), de precios de cierre de títulos valores del mercado brasileño pertenecientes a los sectores: industrias básicas, diversificación de la industria, finanzas, industrias en general, bienes de consumo no cíclicos, servicios no cíclicos, recursos y servicios públicos. Los datos corresponden al período agosto de 1994 hasta septiembre de 2002.

---

<sup>163</sup> MIRANDA T.B. y BLASS S.R.(2006). "Persistence and mean reversion: analyzing sector indices for Brazil". *Economía Aplicada*, volumen 10 N° 2. Ribeirao Preto. Junio, pp. 1-13.

Primero realizaron un estudio de estadística descriptiva de las series temporales, analizaron la media, desviación estándar, curtosis, asimetría, y un estudio de correlación con 3 retardos. Emplearon el test de la razón de la varianza utilizado por Cochrane (1988) y Lo y MacKinlay (1988). Además utilizaron el método de ponderación ante la presencia de heterocedasticidad de Wu (1986), Malliaropulos y Priestley (1999), que se realiza por muestreo normalizado de los retornos reales en lugar de retorno (ARCH/GARCH). También emplearon el estadístico de Wald para comprobar la relación conjunta de la varianza y la prueba de Cechetti Lam (1994) y Malliaropulos y Priestley (1999).

Los resultados obtenidos indicaron que con la excepción de las industrias básicas, los índices de todos los sectores siguen a la hipótesis del camino aleatorio o *random walk hypothesis* (RWH) para los retornos semanales. Este resultado no es robusto cuando utilizaron retornos mensuales. Sin embargo, la dinámica de la razón de la varianza parece ser diferente en algunos índices. Sólo en los sectores de industrias básicas y de bienes de consumo no cíclico, se observaron indicios de debilidad de la desestimación de la RWH.

Otro estudio que valida la teoría del camino aleatorio pero, en el comportamiento de las rentabilidades de los *hedge funds*<sup>164</sup> fue realizado por Cerrato y Iannelli (2006)<sup>165</sup>. Ellos intentaron determinar si el logaritmo natural de los fondos a largo plazo bajo administración, seguía un camino aleatorio puro y sostenían que si la hipótesis del camino aleatorio se cumpliera, la habilidad del administrador de fondos no existe, o por lo menos no tiene un impacto. Para tal fin, recurrieron a la prueba de la raíz unitaria del Dickey-Fuller, y encontraron que todas las estrategias siguen un camino aleatorio puro, excepto por la estrategia de arbitraje convertible (*convertible arbitrage*) por lo cual, el resultado no permitió una conclusión definitiva de la HEM.

Sin embargo, como las series en estudio atravesaron eventos como la crisis asiática, la explosión de la burbuja de los mercados bursátiles durante el período 2000-2001, entre otros, los investigadores pusieron en duda los resultados obtenidos con prueba de la raíz unitaria de Dickey-Fuller, por lo cual procedieron a realizar pruebas de recursos, propuestas por Banerjee para la raíz unitaria con presencia de quiebres estructurales. Algunos de los

---

<sup>164</sup> Inversión realizada con la combinación de inversiones a largo y corto plazo de manera que se reduzca el riesgo inherente a la inversión.

<sup>165</sup> CERRATO M. e IANNELLI A. (2006). "Testing for Random Walk and structural breaks in hedge funds returns". *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, volumen 9, N° 3, pp. 341-358.

resultados obtenidos contradicen la prueba de Dickey-Fuller y, muestran que el tiempo de las series de los fondos de *Global Macro* y *Market Neutral*, no siguieron un camino aleatorio puro, y en lugar de eso, ellos pueden ser modelados usando un modelo autorregresivo. Este resultado rechaza la HEM.

El estudio realizado por Squalli J. (2006)<sup>166</sup> acerca de la HEM en su forma débil, para 2 mercados de valores de los Emiratos Árabes Unidos: como fueron el mercado financiero de Dubai y la Bolsa de Valores de Abu Dhabi, fue basado en el estudio de datos diarios durante el período 2000-2005 en ambos mercados. La metodología que utilizó fue el test de la razón de la varianza relativa para detectar la presencia de comportamiento aleatorio y además el test de rachas<sup>167</sup> para apreciar la existencia de eficiencia en su forma débil. Dentro de los resultados encontró:

1. La prueba de la razón de la varianza relativa rechazó la hipótesis de comportamiento aleatorio para ambos mercados, excepto en el sector de seguros de la Bolsa de Valores de Abu Dhabi.
2. En todos los sectores de ambos mercados, los retornos se ajustan a un patrón o proceso de media reversiva lo cual sugirió una alta volatilidad con posibilidad de burbujas, señales alarmantes, por cuanto pueden indicar la gestación de un mercado turbulento, contexto favorable para quiebra de los mercados con repercusiones desastrosas (las abruptas subidas se corrigen con caídas también abruptas).

Por último, señaló que pueden tomarse diferentes medidas para mejorar la eficiencia en los mercados, entre ellas: la exigencia de completa transparencia en los reportes contables corporativos, adopción obligatoria de estándares contables internacionales y desarrollo de legislaciones consistentes con estándares financieros internacionales.

Es importante reseñar que Haug M. y Hirschey M. (2006)<sup>168</sup> realizaron un estudio acerca del efecto enero en las rentabilidades de los valores durante el período 1902-2004.

---

<sup>166</sup> SQUALLI J. (2006). "A non-parametric assessment of weak-form efficiency in the UAE financial markets". *Applied Financial Economics*, 16, pp. 1365-1373.

<sup>167</sup> La prueba tiene por objetivo determinar si las datos que constituyen la muestra de observaciones se pueden considerar una muestra aleatoria simple.

<sup>168</sup> HAUG M. y HIRSCHHEY M. (2006). "The January Effect". *Financial Analysis Journal*, volumen 62, número 5, pp. 78-88.

Ellos ampliaron el análisis con muestras de precios ponderados y de igualdad de retornos de empresas de pequeña capitalización del mercado de los Estados Unidos. Observaron que en las pequeñas empresas, este efecto es notablemente coherente en el tiempo y al parecer no ha sido afectado por la aprobación de la Ley de Reforma Fiscal de 1986. Encontraron evidencia del efecto enero en valores que son ponderados en las rentabilidades durante el período 1904-2004 y en la igualdad de rentabilidades durante el período 1927-2004. Estos resultados indicaron ineficiencia del mercado en su forma débil.

Por su parte Narayan (2006)<sup>169</sup> investigó el comportamiento de los precios de las acciones de Estados Unidos, mediante el uso del modelo TAR (modelo autorregresivo por tramos) con una raíz unitaria autorregresiva, test que fue sugerido por Caner y Hansen (2001), para examinar la evidencia de la hipótesis de los tests con raíces unitarias, el cual se aplicó en datos mensuales del índice bursátil de la Bolsa de Nueva York (NYSE), al período junio de 1964-2003. El principal resultado del estudio fue que la serie es no lineal y además, se caracteriza por poseer raíces unitarias, lo cual es consistente con la HEM.

Una investigación en contra de la HEM en su forma débil fue realizada por Bonilla, Romero e Hinich (2006),<sup>170</sup> quienes realizaron un estudio empírico en 7 mercados de valores de América Latina.<sup>171</sup> La muestra estuvo constituida por 7 índices de los mercados bursátiles: BOVESPA (Brasil) desde abril de 1993 hasta octubre de 2004; Merval (Argentina) desde octubre de 1996 hasta octubre de 2004; IPC (Méjico) desde noviembre de 1991 hasta octubre de 2004; IGPA (Chile) desde enero de 1990 hasta octubre de 2004; IGBC (Colombia) desde enero de 1991 hasta octubre de 2004; IGBVL (Perú) desde enero de 1986 hasta octubre de 2004; e IBC (Venezuela), desde noviembre de 1990 hasta octubre de 2004. Las series fueron transformadas de la manera siguiente:

$$r_t = l_n \times \frac{p_t}{p_{t-1}}, \text{ donde } p_t \text{ es el precio de cierre del índice bursátil en el día } t.$$

---

<sup>169</sup> NARAYAN, P.K. (2006). "The behaviour of US stock prices: Evidence from a threshold autoregressive model". *Mathematics and Computers in Simulation*, 71, pp. 103-108.

<sup>170</sup> BONILLA C.A. ROMERO M.R. Y HINICH M.J. (2006). "Episodic nonlinearity in Latin American stock market indices". *Applied Economics Letters*, 13, pp. 195-199.

<sup>171</sup> Los mercados de valores de América Latina están considerados entre los más inestables del mundo, como consecuencia de aspectos políticos y sociales, problemas internos y crisis económicas que por lo general, afecta la volatilidad de la tasa de rentabilidad de los activos financieros.

En el marco de la investigación emplearon la prueba por ventanas de Hinich, test no paramétrico para buscar dependencias no lineales en los retornos de los índices bursátiles y el test de bicorrelación, utilizados por Hinich y Patterson en 1995 e Hinich en 1996, citados por Bonilla, Romero e Hinich (2006).<sup>172</sup> Este procedimiento divide los datos en ventanas para la prueba de no linealidad, en este caso sobre la tasa de rentabilidad de las series de índices bursátiles.<sup>173</sup> Cuando las ventanas son lineales se puede hacer a corto plazo, el pronóstico en función del tipo de correlación serial, es decir, las series no lineales tienen una dependencia típica. Para aplicar la prueba, los datos fueron divididos en unas series de ventanas de 25 observaciones de longitud.

El resultado les permitió afirmar que todos los índices de los países de América Latina objeto de estudio, cuentan con al menos una ventana en la que está presente de forma importante la no linealidad de todos los índices, rechazando la hipótesis de la camino aleatorio de la tasa de retorno para todos los mercados, resultados que podrían sentar la posibilidad de rentabilidades previsibles. En principio, los resultados están en contra de la HEM en su forma débil. Sin embargo, la no linealidad de las series analizadas no es suficiente, porque es difícil saber cuándo las dependencias de las series, estarán o no presentes.

<sup>172</sup> BONILLA C.A. ROMERO M.R. Y HINICH M.J. (2006). *op. cit.* p. 196.

<sup>173</sup> Supóngase que la secuencia  $\{x(t)\}$  denota el proceso de los datos de la muestra, donde la unidad de tiempo,  $t$  es un entero. El procedimiento de prueba emplea ventanas no trasladadas, de la siguiente manera: si  $n$  es el largo de la ventana, entonces la  $k$ -ésima ventana es  $\{x(t_k), x(t_k + 1), \dots, x(t_k + n - 1)\}$ . La siguiente ventana no traslapada,  $k + 1$ , es  $\{x(t_{k+1}), x(t_{k+1} + 1), \dots, x(t_{k+1} + n - 1)\}$ , donde  $t_{k+1} = t_k + n$ . La hipótesis nula para cada ventana es que  $x(t)$  son realizaciones de un proceso estacionario de ruido blanco, que tiene bicorrelación cero. La hipótesis alternativa es que el proceso generador dentro de cada ventana es aleatorio con algunas correlaciones distintas de cero  $C_{xxx}(r, s) = E[x(t)x(t+r)x(t+s)]$  en el conjunto  $0 < r < s < L$ , donde  $L$  es el número de rezagos que define la ventana. La prueba estadística  $H$  y su correspondiente distribución son:

$$H = \sum_{s=2}^L \sum_{r=1}^{s-1} G^2(r, s) \approx c2(L-1)(L/2), \text{ donde } G(r, s) = (n-s)^{1/2} C_{xxx}(r, s) \text{ y}$$

$$C_{xxx}(r, s) = (n-s)^{-1} \sum_{t=1}^{n-s} Z(t)Z(t+r)Z(t+s) \text{ para } 0 \leq r \leq s.$$

Los  $Z(t)$  son observaciones estandarizadas, que son obtenidas restando la media muestral de la ventana y dividiendo por su desviación estándar. El número de rezagos  $L$ , es especificado como  $L = n^b$  con  $0 < b < 0,5$ , donde  $b$  es un parámetro bajo la elección del usuario. Con base a los resultados de simulaciones de MonteCarlo, Hinich y Patterson (2005) recomiendan el uso de  $b = 0,5$  para de esta forma maximizar el poder del test y asegurar una aproximación válida a la teoría asintótica. Una ventana es significativa si el estadístico  $H$  rechaza la hipótesis nula de ruido blanco al nivel de confianza especificado.

Otro estudio que reseña la literatura fue realizado por Chakraborty M. (2006)<sup>174</sup> quien examinó la eficiencia del mercado en su forma débil, aplicando la hipótesis de camino aleatorio, en el mercado emergente de Sri Lanka. El conjunto de datos empleado en el estudio estuvo constituido de dos submuestras. Una muestra incluye, precios de cierre diarios del índice ponderado Milanka Price Index de la Bolsa de Valores Colombo de Sri Lanka, para el período enero 1991-2001. Este índice está compuesto por 25 empresas que representan a 6 sectores. El índice representa el 10% de todas las empresas que negocian los títulos en este mercado y representa más del 50% de la capitalización total del mercado de valores de Colombo. Los datos del índice incluyen 2.641 observaciones. La submuestra 2 está compuesta por precios de cierre diarios de 25 empresas individuales incluidas en el índice Milanka Price Index. El período para la segunda submuestra varía de mercado a mercado. El dato inicial varía entre julio de 1991 a mayo de 1999, dependiendo de la disponibilidad de los datos, pero el dato final es el mismo para todos los mercados: septiembre de 2001. Calcularon el logaritmo natural de los precios relativos, determinados diariamente para los intervalos, para producir una serie temporal de forma continuada de los retornos.

Los tests aplicados fueron los siguientes: prueba de raíz unitaria para determinar si la serie es estacionaria por diferencia o por tendencia, o por el contrario si la serie es no estacionaria; test paramétrico de correlación serial de la independencia; test no paramétrico de rachas, para poner a prueba la independencia de los retornos de las series; test de la razón de la varianza y procedimiento de la razón de varianza múltiple, este último para analizar la correlación de los residuos de las series, bajo supuestos de homocedasticidad y heterocedasticidad; desarrollo de un modelo predictivo con base en el enfoque ARMA, en caso de que el resultado de otras pruebas rechace la hipótesis de camino aleatorio para el mercado objeto de estudio. Esto con la finalidad de prever futuros movimientos de precios y así crear estrategias de negociación futuras.

Los resultados obtenidos fueron: el test de la raíz unitaria siempre apoyó la hipótesis de camino aleatorio o *random walk*. Sin embargo, el test de correlación serial, de la varianza y de la varianza múltiple mostró resultados diferentes y sugirieron dependencia de la serie

---

<sup>174</sup> CHAKRABORTY M. (2006). "On the Validity of Random Walk Hypothesis in the Colombo Stock Exchange, Sri Lanka". *Decision*, Vol. 33, Nº 1, enero – junio, pp. 135-162.

global o total del mercado, lo cual viola el supuesto de hipótesis de camino aleatorio. La no aleatoriedad se encontró en los retornos del índice y algunas empresas individuales que implican dependencia y predecibilidad a corto plazo, que podría ser explotado para ganar por encima de la media de los rendimientos mediante la construcción de modelos predictivos. Para cada una de las empresas sin embargo, los resultados manifestaron comportamientos mixtos en todas las pruebas. Al desarrollar el modelo de previsión para el índice del mercado utilizando el enfoque ARMA demostró ser un modelo apropiado para pronosticar retornos futuros del Milanka Price Index.

En conclusión, según Chakraborty (2006),<sup>175</sup> nada puede ser dicho de forma decisiva acerca de si los resultados del modelo de camino aleatorio describen el mercado de Sri Lanka. Existe alguna ineficiencia en el mercado de Sri Lanka y los posibles factores determinantes de la misma, podría ser la falta de organización técnica, dando lugar a la progresiva difusión de la información reflejada en los precios de las acciones, el papel limitado de los fondos de inversión gestionados por profesionales y los intermediarios y de bajos volúmenes de operaciones diarias. Los mercados de regiones menos desarrolladas o mercados emergentes, poseen el problema de la negociación débil y por tanto, es más fácil la manipulación de los mismos por parte de los grandes inversores. Por ello, son considerados mercados emergentes e ineficientes y cada uno debería hacer frente a estos inconvenientes garantizando la pluralidad de partícipes del mercado y la difusión de información al público, sobre la gestión de las empresas que cotizan en bolsa.

Otro estudio a favor de la HEM en su forma débil fue realizado por Bodla y Kiran J. (2006)<sup>176</sup> quienes investigaron sobre anomalías estacionales, en el caso del mercado de valores de la India como mercado en desarrollo y Estados Unidos como mercado desarrollado. En el estudio empírico usaron la rentabilidad del precio de cierre diario de 2 índices S&P CNX Nifty<sup>177</sup> y S&P<sub>500</sub>. El período de estudio comprendió enero de 1998 hasta agosto de 2005. Este período fue dividido para ambos mercados en 2 subgrupos: de enero de 1998 hasta diciembre 2001; y enero de 2002 hasta agosto de 2005. El estudio comprendió 5 tipos de anomalías: efecto cambios del mes, efecto semi mensual o media

---

<sup>175</sup> *Ibid.* pp. 135-162.

<sup>176</sup> BODLA B.S. y KIRAN JINDAL (2006). "Seasonal anomalies in stock returns: Evidence from India and the U.S." *Decision*, Vol. 33, Nº 1, January – June., pp. 163-178.

<sup>177</sup> Índice bursátil representativo del mercado de valores de la India, compuesto por las 50 acciones individuales más líquidas del mercado.



del efecto mes, efecto mensual, efecto lunes, efecto viernes. Los resultados obtenidos fueron:

1. Efecto semi mensual. Al comparar el retorno de los días 30 ó 31 del mes anterior y de 1 a 14 días naturales del mes en curso, en el mercado hindú durante los períodos 1998-2001 y 2002-2005, la diferencia entre los rendimientos de la primera serie y la segunda serie no son estadísticamente significativos. Pero, para todo el período completo la diferencia es estadísticamente significativa (positiva), lo que significa que el rendimiento de la primera serie de los meses es mayor que los beneficios sobre el resto de los meses. Pero en el mercado de los Estados Unidos las diferencias son insignificantes.
2. Efecto mes. Al comparar el rendimiento del último día de negociación del mes anterior y los 3 primeros días del mes en curso, con el retorno del resto de los días en el mercado hindú, durante el período 1998-2001 no observaron este efecto, porque la diferencia entre el rendimiento no es estadísticamente significativa. Pero, durante el período 2002-2005 el retorno del mes es más grande y significativo con nivel de confianza del 1%, por tanto, el efecto mes se produce en el mercado bursátil de la India, mientras que este efecto no ocurre en los Estados Unidos.
3. Efecto lunes. Se fundamentaron en Gibbons y Hess (1981) y Harris (1986), bajo la premisa que el retorno del lunes es muy diferente a los retornos de otros días y por lo general es negativo, debido a noticias desfavorables del fin de semana, que ocasionan decepción y angustia en el mercado, lo cual ejerce presión a la baja sobre los precios. Al comparar el rendimiento del lunes con el rendimiento del resto de los días de la semana, los resultados fueron que en la India para todos los períodos, la rentabilidad media del lunes es negativa, mientras que la rentabilidad media del resto de los días es positiva, pero estadísticamente insignificante; mientras que en el mercado de los Estados Unidos la rentabilidad media del lunes y del resto de días de la semana son positivas. Por tanto, este efecto no ocurrió en ninguno de los 2 mercados.
4. Efecto viernes. Al comparar la rentabilidad del viernes y la rentabilidad del resto de los días de la semana, los resultados fueron que en la India, para el período 1998-

2001, el retorno del viernes es negativo, pero para el resto de los días son positivos y la diferencia entre las rentabilidades es estadísticamente significativa, mientras que para el período 2002-2005, el retorno del viernes es positivo, pero no es estadísticamente significativo. Para el tercer conjunto de datos 1998-2005 tampoco el retorno del viernes es estadísticamente diferente del resto de los días.<sup>178</sup> En el mercado de los Estados Unidos, las diferencias entre los rendimientos no son significativas. Por tanto, este efecto tampoco ocurrió en ninguno de estos mercados.

Sin embargo, el mercado de la India no es del todo eficiente dado que según los resultados de este estudio determinaron la existencia del efecto mes y efecto semi mensual, y son anomalías que significan ineficiencia en su forma débil. Mientras que según los resultados, en el mercado de valores de los Estados Unidos, ratificaron su eficiencia en su forma débil, incluso realizando las pruebas de la HEM con datos diarios.

Por su parte, el estudio realizado por Jasic y Wood (2006)<sup>179</sup> fue realizado bajo la premisa de que la eficiencia de los mercados de valores se fundamenta en la relación directa entre precios e informaciones disponibles donde los precios están relacionados con interacciones flexibles entre oferta y demanda de los títulos. El estudio consistió en la indagación sobre la eficiencia y la no linealidad en mercados financieros y series de tiempo en los mercados de Alemania, Japón, Suiza y Reino Unido. Aplicaron las pruebas estadísticas siguientes: test de la razón de la varianza (VR) propuesto por Lo MacKinlay en 1988, análisis del reajuste del rango modificado (R/S) propuesto por Campbell en 1997,<sup>180</sup> y el estadístico BDS<sup>181</sup> propuesto por Brock en 1996.

El estudio utilizó datos diarios expresados en moneda local de estos 4 grandes mercados como son: marcos alemanes (DEM), yen japonés (JPY), franco suizo (CHF) y libra esterlina (GBP). Las series estuvieron conformadas por 3.616 observaciones, para 8

---

<sup>178</sup> Bajo el supuesto que el retorno del viernes es mayor en comparación con otros días porque ese es el último día de la semana y los resultados de las empresas se hacen públicos ese día, lo cual genera entusiasmo que da lugar a órdenes de compra, según Cruz, 1973; Gibbons y Hess, 1981; Harris 1986; Junta y Stuclyffe, 1988, citados por Bodla y KIRAN J. (2006) p. 169.

<sup>179</sup> JASIC T. y WOOD D. (2006). "Testing for Efficiency and Non-linearity in Market and Natural Time Series". *Journal of Applied Statistics*, Volumen 33, Nº 2, pp. 113-138.

<sup>180</sup> *Modified Rescaled Range (R/S) Analysis*.

<sup>181</sup> Basado en el estadístico: dimensionalidad de correlación para ver evidencias de dependencia no lineal en las series naturales.

series temporales durante el período 2 de enero de 1986 al 11 de noviembre de 1999; pues el estudio también incluyó precios de cierre diarios del índice  $S \& P_{500}$ ; del índice alemán del German Deutscher Aktienindex (DAX) Index durante el período 1 de enero de 1965 al 11 de noviembre de 1999; el índice japonés Japanese Tokio Security Exchange Stock Price Index (TOPIX) desde el 01 de enero de 1969 al 11 de noviembre de 1999; y el índice del Reino Unido, London's Financial Times Stock Exchange Index (FTSE All Share) durante el período 1 de enero de 1965 al 11 de noviembre de 1999.

El estudio realizado por Jasic y Wood (2006) evidenció la aparición de aleatoriedad, no linealidad y por tanto eficiencia en su forma débil en los mercados en estudio, a pesar de haberse presentado la dificultad para la detección de aleatoriedad.

Otro estudio a favor de la hipótesis de la eficiencia de los mercados es el de Hassan, Haque y Lawrence (2006),<sup>182</sup> quienes realizaron distintas pruebas para validar la eficiencia débil en mercados de valores emergentes de Europa (República Checa, Grecia, Hungría, Polonia, Rusia, Eslovaquia y Turquía), adscritos a la Corporación Financiera Internacional (CFI); así como Estados Unidos y Reino Unido. Utilizaron índices bursátiles semanales que comprenden el período diciembre de 1988 hasta agosto de 2002. La metodología empleada fue un estudio de autocorrelaciones; metodología de Box-Jenkins (1976) es decir, el modelo ARMA (p,q) para la prueba de estabilidad de cada uno de los mercados emergentes y los compuestos en el ámbito mundial; pruebas de suficiencia y previsibilidad de los retornos aplicando el test de Ljung-Box (Q estadístico) y el  $t$  estadístico individual que lo obtuvieron a partir de las funciones de autocorrelación (ACF), así como la metodología de Lo y MacKinlay (1988) prueba usada con  $q$  semanas durante el período en estudio; la prueba de la razón de la varianza para comprobar si los retornos siguen un camino aleatorio; prueba no paramétrica conocida como el test de las rachas; finalmente examinaron volatilidad, las primas de riesgo, y la persistencia de la inestabilidad, usando el GARCH (q, p) - M metodología (Engle, 1982, Bollerslev, 1986; Engle y Bollerslev 1986; Engle 1987, citados por Hassan, Haque y Lawrence). Los resultados obtenidos fueron:

1. Cinco de los 7 mercados europeos reflejaron retornos medios semanales positivos. La República Checa y Eslovaquia mostró retornos semanales medios negativos, sin

---

<sup>182</sup> HASSAN K, HAQUE M. y LAWRENCE S. (2006). "An Empirical Analysis of Emerging Stock Markets of Europe". *Quarterly Journal of Business & Economics*, Vol. 45, N° 1 y 2, pp. 31-51.

embargo, esto sólo es significativo (al 1%) para la República Checa. En términos de riesgo-rentabilidad, relativa de los títulos comercializados, el ratio de Sharpe más alto fue para Rusia, seguida por Polonia. Las medidas de asimetría y curtosis señalaron que la tasa de retorno no es probable que siga una distribución normal sin embargo, es posible que los resultados en cuanto a asimetría y curtosis sean distintos al emplear datos mensuales en vez de semanales y se demuestre la normalidad de las series.

2. Con respecto a las correlaciones, la más alta fue entre la República Checa y Hungría (0,4884); seguido por Hungría y Rusia (0,4316) y a continuación, Polonia y Rusia (0,4011). Las correlaciones más bajas se situaron entre Eslovaquia y Turquía (0,0736), Eslovaquia y Polonia (0,0899), y Eslovaquia y Rusia (0,1247). Eslovaquia tiene muy baja correlación con todos los mercados emergentes de la región, ofreciendo así la oportunidad para la diversificación de los beneficios. También correlacionaron los 7 mercados, el Reino Unido y los EE.UU. donde la correlación más alta se situó entre el Reino Unido y Hungría (0,4119) y el más bajo entre Eslovaquia y Estados Unidos (-0,0203).
3. Con respecto a la prueba de la razón de la varianza, observaron que la mayor diversificación de la asignación de beneficios de las inversiones estuvo presente en toda la República Checa, Eslovaquia, el Reino Unido y los Estados Unidos. Sin embargo, no hay mucha diversificación entre la combinación de beneficios en el Reino Unido, con estos mercados emergentes, mientras que sí la hay entre los Estados Unidos con estos. Por último, la diversificación dentro de Europa (emergentes y desarrollados) puede no ser una buena estrategia.
4. Los resultados del test de previsibilidad con base en el estadístico de Ljung-Box, mostraron que Rusia tiene signos de menor previsibilidad, mientras que Polonia y Turquía mostraron signos de mayor previsibilidad para los desfases 45% a 10% del nivel de significación. Mientras que los resultados de previsibilidad basados en Lo y MacKinlay (1988), utilizando el estadístico  $Z^*$  ajustado por heterocedasticidad para 2, 4, 8 y 16 semanas estudiadas, encontraron que la República Checa y Eslovaquia mostraron signos de previsibilidad para las dos, 4 y 8 semanas del

período en estudio; y Turquía mostraron signos de previsibilidad para un período de 2 semanas durante el lapso en estudio.

5. Los resultados del test de rachas indicaron que la eficiencia en su forma débil puede ser rechazada en 5 de los 7 mercados regionales de Europa con un nivel de significancia del 10%. Aunque cada una de las 3 pruebas aportaron conclusiones diferentes en cuanto a la previsibilidad, los resultados suelen ponerse de acuerdo en general con Lo y MacKinlay (1988), Poterba y Summers (1988) y Urrutia (1995) citados por Hassan, Haque y Lawrence (2006), en que los mercados emergentes en este grupo no son previsibles.
6. Con respecto a la volatilidad, primas de riesgo y persistencia, encontraron evidencia de volatilidad importante en cada uno de los 7 mercados de valores emergentes de Europa. El parámetro ARCH fue inferior a la unidad para los 7 mercados y la interpretación económica del efecto ARCH en los retornos del mercado, podría ser debido a la agrupación de volúmenes de negociación, las tasas de interés nominales, los rendimientos de los dividendos, la oferta de dinero y el índice de precios del petróleo.

El trabajo realizado por Asteriou y Kavetsos (2006)<sup>183</sup> fue relacionado con pruebas de eficiencia en su forma débil y estudiaron el efecto enero en 8 economías en transición correspondientes a los países: República Checa, Hungría, Lituania, Polonia, Rumania, Rusia, Eslovaquia y Eslovenia. Los datos usaron en el estudio fueron las observaciones mensuales de los índices de los 8 mercados, durante el período enero de 1991 hasta mayo de 2003. La metodología empleada consistió en modelos de regresión y utilizaron los modelos de Gultekin y Gultekin (1983) y Jaffe y Westerfield (1989). En los resultados encontraron evidencia del efecto enero en 4 de los 8 países analizados (Hungría, Polonia, Rumania, Eslovaquia). Aunque los resultados estuvieron en contra de la hipótesis de la eficiencia de los mercados, los autores manifiestan que no necesariamente se obtendrían rendimientos anormales o extraordinarios en estos mercados, porque debe tomarse en

---

<sup>183</sup> ASTERIOU D. Y KAVETSOS G (2006). "Testing for the existence of the January effect in transition economies" *Applied Financial Economics*, 2:6, pp. 375-381.

consideración el alto costo de las transacciones y la situación económica de estos países en la actualidad.

Según ellos debe complementarse el análisis de la anomalía Efecto Enero, encontrada en los mercados bursátiles de Hungría, Polonia, Rumania y Eslovaquia, con el estudio de la situación macroeconómica de estos países, la organización de los referidos mercados y los costos de transacción implicados, para indagar sobre la conveniencia o no, de invertir en los mismos.

Igualmente, Mlambo C. y Biekpe N. (2006)<sup>184</sup> investigaron sobre los efectos estacionales (efecto lunes y efecto diciembre-enero), en 17 índices correspondientes a 9 mercados de valores de África. La metodología empleada fue un análisis de regresión, emplearon los estadísticos no paramétricos de Kruskal-Wallis y Chi-cuadrado. Los períodos de análisis comprendieron 4 años y 3 meses (desde septiembre de 1998 hasta diciembre de 2002) para el West African Regional Exchange (Bourse Regionale des Valeurs Mobilières) y de 6 años (desde enero de 1997 hasta diciembre de 2002), para Egipto, Marruecos y Zimbabwe. Los resultados que obtuvieron apuntaron a invalidar la hipótesis de la eficiencia de los mercados africanos, porque encontraron importantes efectos estacionales lo que sugirió cierta explotación de las oportunidades comerciales. El mayor influjo se observó en el efecto mes, seguido por efecto el día de la semana. Utilizando la prueba de Kruskal-Wallis únicamente, no encontraron efectos estacionales para Namibia, mientras que para los demás mercados observaron por lo menos un efecto estacional.

Los autores Jarrett y Kyper (2006)<sup>185</sup> examinaron la eficiencia de los mercados en su forma débil. Usaron como indicador los precios de cierre diarios del mercado de valores organizado de los Estados Unidos. Buscaban evidencia de propiedades predecibles en estos mercados.<sup>186</sup> La muestra incluyó precios de cierre mensuales de 72 empresas que forman

---

<sup>184</sup> MLAMBO C. y BIEKPE N. (2006). "Seasonal effects: Evidende from emerging African stock markets". *S.Afr.J.Bus.Manage*, 37(3), pp. 41-52.

<sup>185</sup> JARRETT J.E y KYPER E. (2006). "Capital market efficiency and the predictability of daily returns". *Applied Economics*, 38, pp. 631-636.

<sup>186</sup> El modelo predictivo que utilizó Jarrett y Kyper para medir los efectos de los cambios en el día de la semana a precios de cierre de un valor es:  $Y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5 + \varepsilon$

Donde:  $Y$  = precio de cierre de los valores;  $x_1$  = variable ficticia para el martes (1 ó 0 cuando no es martes);  $x_2$  = variable ficticia para el miércoles (1 ó 0 cuando no es miércoles);  $x_3$  = variable ficticia para el jueves (1 ó 0 cuando no

parte de los mercados organizados de los Estados Unidos, tanto del índice de la Bolsa de Nueva York (NYSE) como el Nasdaq, seleccionaron al azar aquellas empresas grandes es decir, con mayor ponderación sobre el índice. El período de estudio fue desde abril de 1992 hasta septiembre de 2002. Los resultados que obtuvieron fueron: autocorrelaciones utilizando los precios de cierre diarios de las empresas individuales incluidas en la muestra y usando el modelo de mínimos cuadrados ordinarios; los coeficientes de determinación ajustados fueron también grandes, la mayoría por encima del valor  $R^2 = 0,7000$  es decir, más del 70% de la variación total en los precios de cierre se asoció con la regresión en el día de la semana, después de corregir el error de plazo en la regresión.

Estos resultados mostraron que ocurre el efecto día en los precios de cierre de los títulos e reflejaron la duda que los precios de cierre de los valores siguen un camino aleatorio, aunque no niegan que los mercados financieros funcionen bien.

Por su parte, Rodríguez y Fermín (2006)<sup>187</sup> probaron la eficiencia del mercado de valores venezolano<sup>188</sup> en su forma débil. Estudiaron el comportamiento del mercado venezolano desde el punto de vista de la estacionariedad. Realizaron una investigación de tipo correlacional/explicito porque la idea fue hacer la autocorrelación del índice bursátil de la Bolsa de Valores de Caracas (BVC) con desfases. Para ello, tomaron una muestra semanal específicamente, el precio de cierre de los días viernes del mencionado índice, desde enero de 2001 hasta diciembre de 2004. Consideraron la muestra suficientemente amplia para determinar si el mercado es eficiente o no, debido a que este período abarca momentos de estabilidad e inestabilidad política y económica del país.

Para probar la eficiencia del mercado establecieron la hipótesis nula: el mercado bursátil venezolano es eficiente versus la hipótesis alternativa: el mercado bursátil venezolano no es eficiente. Hicieron estimaciones de estadística descriptiva del *IBC* que incluye la media, máximo, mínimo, desviación estándar, asimetría, curtosis y el estadístico de normalidad Jarque-Bera. El índice resultó ser asimétrico positivo, lo cual indica que

---

es jueves);  $x_4$  = variable ficticia para el viernes (1 ó 0 cuando no es viernes);  $x_5$  = variable ficticia para el martes después de los lunes festivos (1 ó 0 cuando no es martes después de un lunes festivo);  $\varepsilon$  = término de error con media cero;  $\beta_0$  = intersección del modelo.

<sup>187</sup> RODRÍGUEZ L.M. y FERMÍN J. S. (2006) *op.cit.*. 888-893.

<sup>188</sup> Existe abundante literatura en el mundo sobre estudios de la eficiencia de los mercados a través de la hipótesis del camino aleatorio. En Venezuela es casi inexistente la documentación sobre el tema.

según ellos existe mayor verosimilitud de grandes incrementos que caídas en el índice. Para probar la hipótesis nula, que la distribución del índice bursátil *IBC* se distribuye de forma normal, usaron el estadístico de Jaque-Bera y el  $\rho$  valor. Dado que el  $\rho$  valor es más pequeño que el nivel de significación 0,01 sugirieron que la hipótesis nula fuese rechazada y con esto, el *IBC* no se distribuyó normalmente durante el período en estudio.

También, emplearon otras pruebas estadísticas como son la prueba del coeficiente de correlación serial paramétrica y la prueba de corridas utilizada por Sydney (1990); la prueba de Bartlett (1946); la prueba de LB de Ljung-Box (1978) y las pruebas de la raíces unitarias de Dickey-Fuller (1979), Phillips-Perron (1988) y Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992)<sup>189</sup> usadas para probar la no estacionariedad como condición necesaria para un camino aleatorio; estadístico de la razón de la varianza de Lo MacKinlay (1978)<sup>190</sup> para probar el camino aleatorio para diversos supuestos distribucionales; la prueba de razón de varianza múltiple de Chow y Denning (1993)<sup>191</sup> y el estadístico Q de Box y Pierce (1970).<sup>192</sup> El estudio concluyó que para el período correspondiente entre enero de 2000 hasta diciembre de 2004, el *IBC* fue de característica no estacionaria es decir, sigue un camino aleatorio. Por tanto, la hipótesis nula: el mercado bursátil venezolano es eficiente fue aceptada y además, afirmaron que para el período en cuestión el mercado bursátil venezolano representado por el *IBC* es eficiente en su forma débil.

También se encontró el trabajo realizado por Evans (2006)<sup>193</sup> quien hizo un estudio sobre la eficiencia en su forma débil utilizando precios de cierre diarios de 3 contratos de futuros del mercado financiero del Reino Unido como son: FTSE100 (índice bursátil de futuros), de Long Gilt (futuros sobre bonos) y Short Sterling (futuros sobre tipos de interés), durante 1990-2002. Además, analizó el impacto de la introducción del sistema de comercio electrónico en la eficiencia del mercado. En su estudio empleó 3 métodos: la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller, test KPSS<sup>194</sup> y el test de la razón de la varianza de Lo MacKinlay,

---

<sup>189</sup> KWIATKOWSKI, PHILLIPS, SCHMIDT y SHIN (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root", *Journal Econometrics* 54, pp.159-178.

<sup>190</sup> LO A, MACKINLAY AC (1978). "Stock markets prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test". *Review Financial Studies* 1, pp. 41-66.

<sup>191</sup> CHOW KV, DENNING K (1993). "A simple multiple variance ratio test". *Journal Economics* 58, pp. 385-401.

<sup>192</sup> BOX G, PIERCE M (1970). "Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models". *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 65, No. 332, pp. 1509-1526

<sup>193</sup> EVANS, T (2006). "Efficiency test of the UK financial futures markets and the impact of electronic trading systems". *Applied Financial Economics*, 16, pp. 1273-1283.

<sup>194</sup> El test de KPSS de Kwiatkowski (1992), está específicamente diseñado para efectuar una prueba de la estacionariedad como hipótesis nula y una unidad de raíz (para la no estacionariedad) así como la hipótesis alternativa.



para investigar la aleatoriedad de la fluctuación de precios de los futuros, que generalmente significa eficiencia de los mercados en su forma débil.

Dentro de las conclusiones reseñó que los resultados de la prueba de raíces unitarias de Dickey-Fuller, las series de precios de los 3 contratos de futuros del mercado de valores del Reino Unido tienen raíz unitaria y son todos significativamente no estacionarios. Según el método KPSS, los resultados indicaron que con niveles significativos, los 3 contratos de futuros no tienen un proceso de generación de precios estacionarios y según la prueba de la razón de la varianza de Lo MacKinlay las series de los 3 contratos de futuros siguieron un proceso de camino aleatorio.

Por último, Evans demostró que antes de la introducción del sistema de comercio electrónico, los futuros de bonos (Long Gilt) del Reino Unido, eran relativamente más eficientes entre los 3 instrumentos bajo investigación. Después de la automatización, el FTSE100 (índice bursátil de futuros), se convierte en el más eficiente de los 3 mercados, seguido por el Long Gilt (bonos de futuros) y Short Sterling (futuros sobre tipos de interés).

En el trabajo realizado por Self J.K. y Mathur I.(2006),<sup>195</sup> aplicaron el modelo autorregresivo por tramos (MTAR) y pruebas de estacionariedad para determinar los períodos asimétricos, divergencias estacionarias y caminos no estacionarios en las series de tiempo de los principales índices bursátiles de los Estados Unidos. Todos los datos fueron del índice global Dow Jones, que incluye el agregado nacional de índices de precios de cierre diario de cada uno de los países del grupo de los 7 ó G7.<sup>196</sup> Todos los índices fueron calculados utilizando la moneda local y el período en estudio fue el 01 de enero de 1992 al 12 de junio de 2003. También analizaron los índices nacionales de los países que conforman el G7 por separado y utilizaron las pruebas de las raíces unitarias de Dickey-Fuller y Phillips-Perron. Cada índice G7 reveló la existencia de períodos fijos de asimetría. La existencia de estos períodos estacionarios con asimetrías fue una señal de ineficiencias en el mercado, donde podría presentarse manipulación de los precios de los valores por

---

<sup>195</sup> SELF J.K. y MATHUR I. (2006). "Asymmetric Stationarity in National Stock Market Indices: An MTAR Analysis". *Journal of Business*, volumen 79, N° 6, pp. 3153-3174.

<sup>196</sup> Grupo de países industrializados del mundo cuyo peso político, económico y militar es muy relevante a escala global. Está conformado por Alemania, Canadá, Estados Unidos, Francia, Italia, Japón, Reino Unido. A partir de 1998, se integró Rusia y pasó a ser G7+Rusia ó G8.

parte de los inversores o analistas y utilizada estratégicamente en la formulación de reglas de negociación.

En la literatura también se encontraron estudios que cuestionan la hipótesis de la eficiencia de los mercados en su forma débil tal como el realizado por Christodoulou-Volos y Siokis (2006),<sup>197</sup> quienes analizaron la presencia de la dependencia de largo plazo o memoria a largo plazo en una muestra de las rentabilidades de 34 índices bursátiles de los mercados de valores de Argentina, Australia, Austria, Bélgica, Brasil, Canadá, Chile, Dinamarca, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Hong Kong, Hungría, Irlanda, Italia, Japón, Méjico, Nueva Zelandia, Noruega, Perú, Filipinas, Portugal, Rusia, Singapur, Corea del Sur, España, Suiza, Taiwán, Tailandia, Turquía, Estados Unidos y Venezuela. Analizaron el grado de dependencia en la estructura intertemporal de las rentabilidades diarias<sup>198</sup> de los mercados, utilizando los métodos semi paramétricos<sup>199</sup> sugeridos por Geweke y Porter-Hudak (1983) y Robinson (1995). Sus resultados demostraron con resultados estadísticamente significativos que, en aproximadamente el 65% de la series es detectada la memoria a largo plazo, lo cual indica que los mercados de valores son dependientes con alto grado de predictibilidad y constituye una conclusión en contra de la HEM.

Aunque estadísticamente algunas investigaciones hayan demostrado que los mercados de valores poseen memoria a largo, se considera que la teoría de la HEM, especialmente en su forma débil, ha sido ampliamente estudiada y aún se continúa validando. Tanto los defensores de la teoría de la eficiencia como los defensores de la memoria a largo plazo de los mercados, utilizan metodologías distintas, por tanto, se piensa que aún no se ha dicho la última palabra al respecto.

---

<sup>197</sup> CHRISTODOULOU-VOLOS C. y SIOKIS F.M. (2006). "Long range dependence in stock market returns". *Applied Financial Economics*. N° 16, pp. 1331-1338.

<sup>198</sup> Señalan que realizaron el análisis empleando rentabilidades diarias porque representan el comportamiento de la volatilidad condicional de la serie de una forma más intuitiva.

<sup>199</sup> Geweke y Porter-Hudak (1983) proponen un estimador llamado GPH, basado en un modelo de regresión para el logaritmo de periodograma. El método aprovecha la sencillez que tiene la expresión de la densidad espectral de los procesos ARFIMA en las frecuencias bajas. Dicha expresión se evalúa en las frecuencias de Fourier Ver el trabajo de Geweke y Porter-Hudak (1983) "The estimation and application of long memory time series models." *Journal of Time Series Analysis*, 4, pp. 221-238.

Otro estudio en contra de la HEM encontrado en la literatura fue realizado por Chu, Mazumder, Millar y Prather (2007)<sup>200</sup> el cual estuvo basado en verificar la teoría de la HEM en su forma débil y para ello, analizaron los retornos diarios del Standard and Poor's Depository Receipts (SPY) y el iShares de 17 países, para el período 19 de marzo de 1996 al 31 de diciembre de 2003. Las muestras consistieron en 1961 retornos del SPY y de cada uno de los iShares. Esos iShares rastrearon los índices del mercado de las bolsas de Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Francia, Alemania, Hong Kong, Italia, Japón, Malasia, Méjico, Países Bajos, Singapur, España, Suecia, Suiza, Reino Unido y los Estados Unidos.

Con los datos antes señalados estratificaron la muestra en dos submuestras con un aproximado de igual número de observaciones. La primera muestra estuvo compuesta por 981 observaciones diarias, desde el 19 de marzo de 1996 hasta el 4 de febrero de 2000 y fue utilizada para examinar cruces de autocorrelación; y desarrollaron las reglas comerciales, aplicando el método de Granger (1969), el cual permite determinar si el retorno de un portafolio es predecible por otro retorno de otro portafolio después de ser controlado por autocorrelación. La segunda muestra estuvo conformada por 980 observaciones diarias desde el 7 de febrero de 2000 hasta el 31 de diciembre de 2003 y fue utilizada para estudiar el dominio de las reglas comerciales sobre una compra y estrategia sostenida. Finalmente, los resultados demostraron que la prueba de causalidad de Granger, evidenció que el retorno del iShares es predecible, lo cual podría permitir aplicar reglas de negociación estratégicas como comprar y sostener y además invalida la teoría de la HEM.

Continuando con los estudios que validan la teoría de la HEM en su forma débil, se encontró el trabajo de Chong y Lok (2007)<sup>201</sup> cuyo objetivo fue el análisis del impacto de la independencia de Hong Kong sobre la eficiencia de la bolsa es decir, su impacto sobre la rentabilidad de varias reglas comerciales del Índice Hang Seng, una vez que el Reino Unido devuelve la independencia a Hong Kong en 1997.

Para el estudio emplearon los precios de cierre diarios del índice bursátil Hang Seng, durante el período 01 de octubre de 1985 al 19 de diciembre de 2002. La muestra fue

---

<sup>200</sup> CHU T. MAZUMDER I., MILLER E., PRATHER L. (2007). "Exploitable cross autocorrelations among iShares". *Financial Services Review*, 16, pp. 293-308.

<sup>201</sup> CHONG T.T.L y LOK L. (2007). "The impact of the 1997 handover on the efficiency of the Hong Kong Stock Market". *The Singapore Economic Review*, Volumen 52, N° 1, pp. 27-38.

dividida en dos submuestras, la primera va desde el 01 de octubre de 1985 hasta el 30 de junio de 1997, la segunda desde el 01 de julio de 1997 hasta el 19 de diciembre de 2002. La metodología que emplearon fue la media móvil simple, media móvil ponderada, media móvil exponencial y las reglas de negociación. Algunos de los resultados que obtuvieron fueron:

- Todas las reglas de negociación generaron resultados positivos y la mayor en cuanto a rentabilidad es *Trade Range Breakout*.
- Encontraron que la tasa media de retorno y el patrón de señales no fueron muy diferentes entre las muestras pre 97 y post 97.
- Concluyeron que la eficiencia de la Bolsa de Hong Kong no ha cambiado tras la independencia es decir, el traspaso de Hong Kong a China no afectó a la eficiencia del mercado de valores de Hong Kong.

Por su parte Rayhorn, Hassan, Yu y Janson (2007)<sup>202</sup> realizaron un estudio para validar la HEM en su forma débil. El mismo se basó en pruebas de no linealidad, debilidad transaccional e información asimétrica. Utilizaron la diferencia de la rentabilidad del índice bursátil del mercado de valores de Nueva Zelanda. Para el estudio empírico consideraron el período: 5 de enero de 1970 al 31 de marzo de 2004. Durante el período 5 de enero de 1970 al 27 de junio de 1991, emplearon el índice *Barclays*; y del período 28 de junio de 1991 al 31 de marzo de 2004, utilizaron el índice bursátil neocelandés NZSE-40.<sup>203</sup>

La primera prueba que emplearon fue el test de autocorrelación serial, el test de *random walk* (RWH). El segundo test fue realizado con el fin de validar la posible presencia de no linealidad en el NZSE-40. Emplearon el método de los mínimos cuadrados ordinarios y el método de mínimos cuadrados generalizados. El primer método supone que los términos de error son no correlacionados y pensaron que los términos de error utilizando este método, tenían un potencial error de especificación. El segundo método, es una técnica útil cuando el término de error se aparta de la normalidad y la independencia serial. Los resultados indicaron que hasta cierto punto los retornos accionarios eran predecibles

---

<sup>202</sup> RAYHORN C., HASSAN M.K., YU J.S., y JANSON K.R. (2007). "Emerging Market Efficiencies: New Zealand's Maturation Experience in the Presence of Non-Linearity, thin Trading and Asymmetric Information". *International Review of Finance*, número 7:1-2, pp. 21-34.

<sup>203</sup> Es un índice de precios ponderado por capitalización que incluye los 40 mayores y más líquidos títulos, negociados en la Bolsa de Valores de Nueva Zelanda.

basándose en los retornos de las décadas de los 70 y 80. Sin embargo, no hay evidencia empírica sobre la dependencia de los precios y predictibilidad en el mercado de Nueva Zelanda en las décadas más recientes.

Posiblemente, el mercado neocelandés es más eficiente desde el 90 debido a las mejoras en cuanto a modernización y ajustes regulatorios.

Chander R. y Mittal S. (2007)<sup>204</sup> señalaron que la HEM en su forma débil se refiere a la eficiencia internacional es decir, a la rapidez y precisión en que el mercado reacciona a la nueva información. Los estudios realizados por otros investigadores, han generado resultados inconsistentes con relación al nivel de eficiencia. Para Chander y Mittal (2007), estas inconsistencias se deben a que los estudios se han basado en diferentes tamaños de la muestra, condiciones de mercado y diferentes intervalos de tiempo. Ellos realizaron un estudio en el cual tomaron como muestra los precios de las acciones globales y nacionales (GDR),<sup>205</sup> durante el período abril de 1994 hasta diciembre de 2000. El trabajo se fundamentó en el análisis de la independencia y la aleatoriedad. Para probar la independencia emplearon la prueba de correlación serial hasta 16 retardos, mientras que para probar la aleatoriedad utilizaron una prueba no paramétrica. El contraste de hipótesis planteado fue:

- Hipótesis nula: los sucesivos movimientos de precios son independientes de los precios anteriores.
- Hipótesis alternativa: los movimientos de precios de acciones son idénticas a las de los números aleatorios.

El estudio incluyó 68 empresas indias que habían negociado GDRs y ADRs,<sup>206</sup> y también analizaron los cambios semanales en la muestra los precios de las acciones (tanto

---

<sup>204</sup> CHANDER R. y MITTAL S (2007). "Validity of Weak Form Efficiency: A Study of GDR Stock Prices in Global and Domestic Markets". *Finance India*, Indian Institute of Finance, volumen XXI, N° 3, septiembre, pp. 879-895.

<sup>205</sup> Los GDRs o *Global Depository Receipts* son una variante de los ADRs, ofrecidos fuera de los Estados Unidos. Se negocian en múltiples mercados, en especial en la Bolsa de Luxemburgo o en SEAQ (Stock Exchange Automated Quotation) que es un sistema basado en Londres. Es decir, son certificados bancarios que representan acciones de una compañía extranjera pero que son ofrecidos a nivel mundial, a través de sucursales bancarias diferentes.

<sup>206</sup> *American Depository Receipt (ADR)*. Representan los valores en las operaciones de compraventa en las Bolsas de Estados Unidos. Los valores admitidos a cotización son depositados en un banco americano que emite un recibo de depósito por una porción de ellos. Así se facilitan las operaciones con las acciones y títulos extranjeros, tanto en las principales Bolsas como en los mercados de segundo orden, ya que se tiene la garantía de que los valores están depositados en un banco doméstico que ha emitido el ADR.

en el mercado nacional como en los mercados globales). En los resultados observaron la ineficiencia del mercado porque fue posible que los inversores identificaran y exploran valores infravalorados. Sin embargo, la ineficiencia desaparece por la aleatoriedad en los precios de las acciones porque según ellos, parece haber trascendido los límites geográficos.

Asimismo, Chander R. y Mehta K. (2007)<sup>207</sup> realizaron un estudio para analizar la HEM en su forma débil. Estudiaron patrones anómalos y pactos operativos en casas de bolsa y para la evidencia empírica utilizaron el mercado de la India. Iniciaron el estudio proponiendo validar la HEM en su forma débil, que se refiere a la incapacidad de los inversionistas y analistas para predecir consistentemente cambios en los precios de las acciones. Por tanto, el objetivo del estudio fue evidenciar patrones anormales los días lunes y viernes es decir, estudiar el efecto fin de semana, donde se podrían derivar resultados anormales por efecto de pactos operativos obligatorios.

Para el estudio emplearon 3 índices bursátiles representativos del mercado hindú: BSE Sensex, S&P CNX Nift; y S&P CNX 500, siendo este último el más representativo. Utilizaron datos diarios en un período de 10 años, desde abril de 1997 hasta marzo de 2007. Este período fue dividido en dos subperíodos: abril de 1997 hasta diciembre de 2001 (período antes de pactos) y enero de 2002 hasta marzo de 2007 (período post pactos).

Los resultados indicaron que en el primer subperíodo, existió un patrón repetitivo en los días viernes, pues se obtuvieron los resultados más bajos. Este patrón de comportamiento de la serie fue inverso en los mercados desarrollados y contrario a la HEM en su forma débil. Mientras que en el segundo subperíodo, el comportamiento no fue contrario y estuvo en armonía con otros mercados es decir, viernes con rendimientos más altos y lunes con rendimientos más bajos. Por tanto, se pueden aprovechar oportunidades para arbitraje. Esto desapareció después de pactos operativos. Es decir, después de los pactos, el mercado se movió más racionalmente y los patrones anómalos de beneficio ya no se sostuvieron, por lo cual se hace impredecible cualquier retorno y este comportamiento del mercado apoyó la HEM en su forma débil.

---

<sup>207</sup> CHANDER R. y MEHTA K. (2007). "Anomalous market movements and the rollong settlement: empirical evidence from Indian Stock Markets". *The Journal of Business Perspective*, Vol. 11, N° 4, October - december, pp. 31-44.

Estos resultados sobre el mercado de la India durante el período 1997-2007, concordaron con los resultados obtenidos por Sarkar y Mukhopadhyay (2005),<sup>208</sup> quienes también estudiaron la eficiencia en su forma débil en este mismo mercado, durante el período 1986-2000. Sin embargo, se observa que aunque en ambos estudios han empleado test distintos, el mercado ha presentado señales de ineficiencia en su forma débil.

Otro estudio de camino aleatorio fue el realizado por Al-Khazali, Ding y Pyun (2007)<sup>209</sup> en el cual la principal herramienta para probar la hipótesis del *random walk* fue el test del estadístico de la razón de la varianza de MacKinlay (1978), el test de la razón de la varianza de Chow-Denning (1993), las raíces unitarias, modelo ARIMA y una prueba de redes neuronales artificiales GARCH. Estos test fueron estudiados en 8 mercados emergentes del Medio Oriente y África del Norte, específicamente en los mercados de Arabia Saudita, Bahrein, Egipto, Jordania, Kuwait, Marruecos, Omán y Túnez.

Utilizaron rendimientos nominales de valores ponderados por capitalización del mercado, que se calculan como la diferencia en el logaritmo de los precios de las acciones en dólares de los Estados Unidos entre 2 períodos consecutivos. Recopilaron datos semanales de Bahrein, Jordania, Huwait, Marruecos, Omán, Arabia Saudita y Túnez desde octubre de 1994 hasta diciembre de 2003, y de Egipto desde enero de 1996 hasta diciembre de 2003. Los datos fueron obtenidos del Fondo Monetario Árabe (2003). La conclusión del estudio fue que antes de considerar los problemas relacionados con la contratación infrecuente, los mercados de valores que estudiaron no seguían un camino aleatorio. Sin embargo, una vez que fueron ajustadas las rentabilidades<sup>210</sup> para conciliar las distorsiones de la poca frecuencia y la capitalización del mercado, la HEM no pudo ser rechazada en ninguno de los mercados analizados, además ellos compararon los resultados obtenidos después de hacer las correcciones con la literatura y los mismos le proporcionaron fundamento para afirmar que los 8 mercados siguen un camino aleatorio y por tanto, son eficientes en su forma débil.

---

<sup>208</sup> SARKAR N. y MUKHOPADHYAY D (2005). *op.cit.* pp. 7-44.

<sup>209</sup> AL-KHAZALI O, DING D, PYUN C (2007). "A new variance ratio test of random walk in Emerging Markets: A Revisit". *The Financial Review*. 42, pp. 303-317.

<sup>210</sup> Este ajuste lo hicieron aplicando el método de Miller, Muthuswamy y Whaley 1994, mediante el cual eliminaron el efecto de la contratación infrecuente utilizando un promedio móvil, que refleja el número de días que no se negoció y calcula rendimientos ajustados por este efecto.

El aporte de Kristjanpoller R. W (2007)<sup>211</sup> fue estudiar la eficiencia de los mercados en su forma débil usando el efecto enero en el mercado de valores chileno durante el período 1985-2006. Aplicó la metodología de Yanxiang. Definió dos rentabilidades, la primera fue la rentabilidad mensual del mes de enero anualizada más uno y la segunda la rentabilidad anual más uno. Trabajó con rentabilidades tanto nominales como reales. Para la medición de la rentabilidad utilizó el Índice General de Precios de Acciones (IGPA) y el Índice de Precios Selectivo de Acciones (IPSA), dado que son los más representativos del mercado chileno.

Para verificar el efecto enero calculó el *power ratio*, que es el cociente entre la primera rentabilidad por la segunda rentabilidad, antes mencionadas. La regla de decisión aplicando esta metodología es, si el *power ratio* es mayor que uno, en 50% de los años analizados, se puede concluir que existe efecto enero. Según los resultados obtenidos, concluyó afirmando la presencia del efecto enero para el IGPA y el IPSA, tanto real como nominal. Encontró, en un rango entre 1,55 y 1,60<sup>212</sup> en los últimos 22 años, resultados que están en contra de la HEM.

En el trabajo realizado por Ruíz y de la Torre (2007)<sup>213</sup> analizan el mercado americano y el español a fin de ver el grado de sincronización entre ambos. A pesar que al momento de conceptualizar la HEM en su forma débil se dijo que el análisis técnico sería totalmente inútil, se reseña este estudio porque el mismo cuestiona la HEM.

Se basaron en la teoría clásica de series temporales. Analizaron en las mismas las componentes tendencial, cíclica, estacional y el residuo.<sup>214</sup> Trabajaron con el logaritmo de las series y luego de su descomposición, procedieron a utilizar métodos como el filtro de

---

<sup>211</sup> KRISTJANPOLLER R.W. (2007). "El efecto enero en el mercado bursátil chileno. Análisis período 1985-2006". *Análisis Financiero*. N° 103. Primer cuatrimestre, pp. 52-58.

<sup>212</sup> Cuando el *power ratio* es mayor que uno,  $Pr > 1$  indica que la rentabilidad obtenida en enero es mayor al promedio de la rentabilidad de otros meses del año. Cuando el  $Pr < 1$  indica lo contrario, y cuando el  $Pr = 1$  la rentabilidad obtenida en enero es igual al promedio de la rentabilidad de los otros meses del año.

<sup>213</sup> RUÍZ M. R. y DE LA TORRE G.A. (2007). "Determinación y análisis de la tendencia y el ciclo en las series bursátiles". *Análisis financiero*. N° 104, segundo cuatrimestre, pp. 14-25.

<sup>214</sup> La componente tendencia recoge el movimiento a largo plazo de la serie. La componente cíclica recoge las oscilaciones que se producen en períodos superiores al año dentro de la tendencia. La componente estacional recoge las oscilaciones que se producen con un período inferior o igual a 1 año y el residuo aleatorio recoge movimientos transitorios e irregulares en la serie (ruido blanco).  $y_t = t_t + c_t + s_t + \mathcal{E}_t$ .



Hodrick y Prescott<sup>215</sup> y las medias móviles. También emplearon el análisis espectral para comprobar si los ciclos encontrados son detectados por este.

Posteriormente analizaron la duración media de los ciclos, duración media de los movimientos al alza, de los movimientos a la baja, el período del ciclo en el que se producen los máximos, porcentajes de avance o retroceso de mínimo a mínimo, porcentaje de avance de mínimo a máximo y el de caída de máximo a mínimo. Estos resultados del mercado español fueron comparados con los del mercado americano. En las conclusiones, hicieron las siguientes extrapolaciones al futuro: manifestaron que en enero de 2007, la situación es un poco ambigua y existe la posibilidad de dos escenarios. Un pasado ciclo de 18 años que pudo haber terminado en octubre de 2002, lo cual podría explicar el fuerte carácter alcista (2002-2006). El segundo escenario es que el pasado ciclo de 18 años, puede no haber terminado y cerrar con un ciclo subordinado de 5 años, en otoño de 2007. Si es así, buena parte del año 2007 sería netamente bajista en orden a cerrar el ciclo. Finalmente, concluyeron que ellos son de la opinión que el primer escenario alcista cuenta con una probabilidad netamente mayor. Eso quiere decir, que los inversores se podrían inclinar por valores con alto  $\beta$ , es decir alto riesgo dado que son los que proporcionan mayor rentabilidad.

Este estudio no puede invalidar la HEM, dado que el estudio presentó dos escenarios totalmente contrarios. Además, el uso de estrategias basadas en el análisis técnico involucran un análisis profundo y extrapolar los resultados es arriesgado.

Del mismo modo, en el trabajo realizado por Abdulgader, Hannah y Power (2007)<sup>216</sup> examinaron la HEM en su forma débil en la Bolsa de Valores de Arabia Saudita. El trabajo empírico se fundamentó en el análisis de datos semanales de 45 empresas, cuyas acciones se negociaron continuamente durante el período comprendido entre julio de 1990 hasta agosto de 2000. Este mercado tiene una característica especial y es que cada semana se compone de 6 días hábiles a partir del sábado hasta el jueves, dado que por motivos

---

<sup>215</sup> Es un método para extraer el componente secular o tendencia de una serie. Descompone la serie observada en dos componentes, uno tendencial y otro cíclico. El ajuste de sensibilidad de la tendencia a las fluctuaciones a corto plazo es obtenido modificando un multiplicador  $\lambda$ . Es actualmente una de las técnicas utilizadas en las investigaciones sobre ciclos económicos para calcular la tendencia de las series de tiempo.

<sup>216</sup> ABDULGADER K.A., HANNAH G y POWER D.M. (2007). "A test of the weak form of the Efficient Markets Hypothesis for the Saudi Stock Market". *Journal of Emerging Market Finance*. 6:2, pp. 167-190.

religiosos, el día viernes es fiesta. Las empresas que conformaron la muestra pertenecen a 6 sectores diferentes (bancario, industrial, cementos, servicios, electricidad y agricultura), las menos numerosas son del sector de electricidad con sólo 4 empresas, mientras que el más grande fue el sector industrial con la representación de 10 empresas.

Inicialmente, realizaron un análisis de estadística descriptiva (media, mediana, desviación típica, valor mínimo, valor máximo, asimetría y curtosis) con cada una de las series en estudio. También obtuvieron medidas para determinar si los retornos se distribuyen normalmente. Posteriormente, emplearon el test de la regla del filtro propuesta por Alexander en 1961 y 1964 y la estrategia de la media móvil, bajo la hipótesis que los inversores pueden obtener rendimientos superiores mediante el uso de estrategias de inversión, basado enteramente en los precios históricos. En consecuencia, los beneficios de cualquier estrategia de inversión son mayores que los beneficios de comprar y mantener y ello constituiría una prueba contra la forma débil de la HEM.

La prueba de la regla del filtro, consiste en comprar una acción cuando su precio aumenta en  $x$  por ciento de la anterior baja y venderla cuando la disminución del precio es de  $x$  por ciento de la posterior alta. Este test está diseñado para poner a prueba la creencia que los precios se ajustan gradualmente a la nueva información. En este estudio utilizaron 5 filtros distintos a partir desde 1%. Los filtros seleccionados por debajo de este nivel dieron lugar a una gran cantidad de transacciones que pueden eliminar los beneficios obtenidos. El máximo filtro utilizado fue 10% debido a que más allá de este límite, tiende a reducir drásticamente el número de operaciones que se llevan a cabo y de hecho, para algunas acciones el número de transacciones era nula más allá de este tamaño de filtro.

La estrategia de media móvil implica la compra (venta) de valores en el corto plazo sobre el precio medio que se mueve por encima (por debajo) a largo plazo promedio de este precio, durante  $K$  días. Las estrategias de media móvil que utilizaron fueron (1, 50, 0) (1,50,1), (1,150, 0), (1,150,1).<sup>217</sup> Las reglas son diferentes unas de otras en lo que respecta a la duración del período a corto plazo, a largo plazo y el tamaño del ancho de banda. Los resultados obtenidos en este estudio fueron: las reglas del filtro y la estrategia de media

---

<sup>217</sup> Por ejemplo, (1,50,0) indica que a corto plazo es de 1 día, el largo período es de 50 días y la banda es cero. El ancho de banda es el mínimo cambio que debe tener lugar antes de que una señal es reconocida. Por tanto, evita la negociación sobre la base de tendencias menores.

móvil parecieron tener éxito en la predicción de los movimientos de los precios para la mayoría de las empresas, pero esa estimación no fue estadísticamente significativa, por lo cual no fue rechazada la HEM en su forma débil en el mercado de valores de Arabia Saudita.

Estos resultados fueron contrarios a los estudios realizados por Al-Razeen (1997) y Khababa (1998) citados por Abdulgader, Hannah y Power (2007)<sup>218</sup> en ese mismo mercado de valores. Así mismo, señalaron que la razón principal por la cual el mercado de valores de Arabia Saudita es más eficiente que otros mercados emergentes, ha sido por la introducción de un nuevo sistema tecnológico de negociación a partir de 1990, el cual ha incidido favorablemente en la forma de negociar las acciones y por otra parte, la regulación del mercado que obliga a las empresas a difundir información corporativa.

Por su parte, Narayan y Prasad (2007)<sup>219</sup> realizaron un estudio tendiente a realizar pruebas de la reversión de la media en los precios de las acciones para 17 países europeos, y emplearon la metodología de Levin y Lin (1992), aparentemente basada en una regresión multivariante no relacionada y en el test de raíces unitarias de Dickey-Fuller.

Emplearon datos mensuales para el período enero de 1980 hasta marzo de 2003, información obtenida de la OECD.<sup>220</sup> La muestra estuvo constituida en 183 observaciones. Los índices de precios de las acciones incluidas en el estudio fueron el índice USE WBI Index (Austria), BSE Belgium All Shares (Bélgica), CSE All Shares Index (Dinamarca), HEX All Shares Index (Finlandia), Paris Stock Exchange SBF 250 (Francia) CDAX Share Price Index (Alemania), ASE Composite (Grecia), ISEQ Index (Irlanda) ISB MIB Storico (Italia), CBS All Shares Index (Países Bajos), OSE All Share Index (Noruega) BVL General Share Price Index (Portugal), MSE General Index (España), AF GX Index (Suecia), SBC 100 Index (Suiza) ISE National-100 (Turquia) y FT-SE-A non-financials (Reino Unido). El resultado obtenido fue que los precios de las acciones de los 17 países europeos se caracterizan por la presencia de raíz unitaria, siguen un proceso aleatorio no estacionario y por tanto, coherente con la hipótesis del mercado eficiente.

---

<sup>218</sup> ABDULGADER K.A., HANNAH G y POWER D.M. (2007). *op.cit.* p. 188.

<sup>219</sup> NARAYAN P. y PRASAD A. (2007). "Mean Reversion in Stock Prices: New Evidence from Panel Unit Root Tests for Seventeen European Countries". *Economics Bulletin*, volumen 3, N° 34, pp. 1-6.

<sup>220</sup> Organización para la Cooperación Económica y el Desarrollo.

El estudio realizado por Rahman y Saadi (2007)<sup>221</sup> fue teórico y mediante el cual cuestionaron el uso de las pruebas de las raíces unitarias de Dickey-Fuller, Phillips-Perron, Zivot-Andrews y Lumsdaine y Papell, para determinar la HEM en su forma débil. En su trabajo, primero criticaron el trabajo realizado por Narayan y Smyth (2004)<sup>222</sup> quienes realizaron un análisis de la eficiencia del mercado de valores de Corea del Sur, tomando como datos el logaritmo natural del índice general de la Bolsa de Valores de Corea y utilizando las pruebas de las raíces unitarias de Dickey-Fuller (DFA), Zivot-Andrews y Lumsdaine y Papell 1997, y examinaron la hipótesis de *random walk*, para concluir que el referido mercado es eficiente en su forma débil.

Aunque existe evidencia que la mayoría de estudios en su forma débil utilizan las pruebas de raíces unitarias (estudios cuya metodología es reconocida académicamente), Rahman y Saadi (2007)<sup>223</sup> expusieron que las mismas pueden proporcionar resultados y conclusiones erróneas, debido a que han sido diseñadas sólo para determinar si una serie temporal es estacionaria o no estacionaria, según ellos no son capaces de detectar tanto la dependencia lineal y no lineal en series de tiempo y en definitiva, las raíces unitarias no están diseñadas para poner a prueba de la previsibilidad de los futuros precios de los activos. Por ejemplo, la prueba de Zivot-Andrews asume que la serie tiene una estructura dinámica lineal en el tiempo. Pero esta hipótesis no asume que la serie posea una estructura no lineal; por tanto, es considerada poco fiable, porque la dependencia no lineal en mercados emergentes es más persistente en comparación con mercados de los países desarrollados. Por ello, recomendaron un método diseñado para pruebas de no linealidad como es el enfoque desarrollado por Koop y Potter (2000). Igualmente, señalaron que existe una diferencia entre hipótesis de *random walk* y raíces unitarias. Por estas razones, ellos consideran que las pruebas no son suficientes para hacer test de la eficiencia de los mercados.

---

<sup>221</sup> RAHMAN A.H. y SAADI S. (2007). "Is south Korea's stock market efficient? A note". *Applied Economics Letters*, 14, pp. 71-74.

<sup>222</sup> NARAYAN P.K. y SMYTH R. (2004). "Is South Korea's stock market efficient?". *Applied Economics Letters* 11. pp. 707-710.

<sup>223</sup> RAHMAN A.H. y SAADI S. (2007). *op.cit.* 71-74.

De la misma forma, Dhankar R.S. y Chakraborty M. (2007)<sup>224</sup> realizaron un estudio que investigó la presencia de la no linealidad y los efectos del modelo GARCH en las bolsas emergentes de Asia del Sur en 3 de sus mayores mercados: India, Sri Lanka y Pakistán. La investigación previa mostró que la presencia de características no lineales usualmente tomó la forma de tipo ARCH/GARCH (heterocedasticidad autorregresiva condicional o heterocedasticidad autorregresiva condicional generalizada), tipo condicional de la heterocedasticidad, causado por la volatilidad predecible.

De la misma forma, en el estudio utilizaron los índices bursátiles de los 3 mercados mencionados: BSE Sensex para India, Milanka Price Index para Sri Lanka y KSE-100 Index para Pakistán. El período de estudio abarcó desde el 01 de enero de 1996 hasta diciembre de 2005. Aplicaron el test de dependencia no lineal en los retornos de los títulos, usando el test de independencia basado en la dimensión de la correlación (BDS) desarrollado por Block en 1996, sobre el cual está basada la hipótesis nula de independencia y distribución idéntica (IID) como base de la hipótesis de *random walk*. Los resultados revelaron lo siguiente:

1. La aplicación de la prueba BDS, desarrollada por Block en 1996 rechazó fuertemente la hipótesis nula de independencia y distribución idéntica del retorno de la serie, tal como el filtrado lineal de los retornos de las series para todos los mercados en estudio.
2. El estudio también mostró la no estacionariedad de los retornos de la serie al aplicar el test de raíces unitarias de Dickey-Fuller y Phillips-Perron.
3. Aunque el estudio rechazó la hipótesis del camino aleatorio para las bolsas del Sur de Asia, y encontró evidencia de dependencia no lineal en los retornos de los índices de las series, los resultados no son necesariamente inconsistentes con la HEM, simplemente porque la no linealidad no significó esencialmente predictibilidad. Señalaron que el futuro del cambio de precios puede ser previsto pero sólo en un

---

<sup>224</sup> DHANKAR R.S. y CHAKRABORTY M. (2007). "Non-linearities and GARCH Effects in the Emerging Stock Markets of South Asia". *Vikalpa*, volumen 32, N° 3, Julio-septiembre pp. 23-37.

horizonte de tiempo muy corto para permitir excesivas utilidades, aunque los costos de transacción son altos.

Por su parte, el estudio realizado por Hooi H.L. (2007)<sup>225</sup> buscó precisar el comportamiento aleatorio de los retornos en los mercados de 8 países asiáticos considerados agrupadamente bajo 4 motivaciones: 1) importancia para inversionistas de la predicción sobre retornos de las inversiones; 2) porque los estudios previos aún no han arrojado resultados definitivos al respecto; 3) por el creciente interés en los mercados emergentes, aunado a la inexistencia de estudios, que utilizando metodologías como el test de raíz unitaria para el estudio de la aleatoriedad en mercados asiáticos tomados en grupo; 4) para avanzar en las metodologías hasta ahora empleadas, trabajando con el test de raíz unitaria de dos tipos: i) univariante y ii) panel, relacionándolas con diferentes discontinuidades estructurales.

Para el estudio utilizó el logaritmo natural de los índices semanales de las bolsas en estudio, expresados en las divisas locales de Hong Kong, Indonesia, Japón, Corea del Sur, Malasia, Filipinas, Singapur y Tailandia. El período simple fue desde el 1 de enero de 1991 hasta el 30 de junio de 2005, contando con 757 observaciones en total. La metodología empleada fue el test de la raíz unitaria de tipo univariable y el test de las raíces unitarias de Dickey-Fuller. Utilizó el panel de los multiplicadores de Lagrange con uno y dos quiebres estructurales, para examinar la hipótesis de camino aleatorio para los precios de la bolsa en 8 países asiáticos. Para fines de *benchmarking*<sup>226</sup> primero utilizó la metodología de las raíces unitarias de Dickey-Fuller y las raíces unitarias de Phillips-Perron, Kwiatkowski (KPSS 1992) y Elliot (ERS 1996) y las raíces unitarias de DF-GLS.

La principal contribución fue la introducción de los test de raíz unitaria de tipo univariante y tipo panel, aplicados a datos con una y dos discontinuidades estructurales, a fin de precisar el comportamiento aleatorio de los retornos. El test tipo univariante el resultado fue que tanto para una como para dos discontinuidades, el comportamiento fue aleatorio y al aplicar el test tipo panel, obtuvo como resultado aleatoriedad para una

---

<sup>225</sup> HOOI HOOI, L. (2007). "Do Asian Stock Markets Follow a Random Walk? Evidence from LM Unit Root Tests with One and Two Structural Breaks. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, volumen 10, N° 1, pp. 15-31.

<sup>226</sup> Es un anglicismo traducible al castellano como comparativa. El *benchmark* también es un proceso continuo de medir productos, servicios y prácticas contra competidores más fuertes o aquellas compañías reconocidas como líderes en la industria.

discontinuidad estructural y no aleatoriedad para dos discontinuidades. Por tanto, no rechazó la hipótesis de camino aleatorio para ninguno de los 8 países ni en ninguno de los casos con uno y dos quiebres.

Por otra parte Tsutsui, Hirayama, Tanaka y Uesugi (2007)<sup>227</sup> realizaron un estudio sobre la HEM en su forma débil en la bolsa de valores japonesa. Buscaron clarificar las causas de una autocorrelación significativa en el índice de precios (TOPIX) de la referida bolsa. El período en estudio fue desde el 5 de enero de 1988 hasta el 23 de noviembre de 2003, utilizando los retornos del índice bursátil TOPIX de la bolsa de valores japonesa. La metodología empleada fue la función de autocorrelación serial en los retornos del índice bursátil con intervalos de 1 y 5 minutos.

El estudio lo iniciaron bajo la premisa de que la HEM sostiene que por el curso aleatorio que siguen los índices de precios en sus bajas frecuencias (un minuto), no da oportunidad para maniobras ventajistas. Cuando utilizaron datos de alta frecuencia (5 minutos), encontraron una autocorrelación de orden elevado para los retornos. Igualmente, analizaron qué retornos con frecuencia de un minuto reportaron una autocorrelación significativa de quinto orden; demostraron que este comportamiento no puede ser explicado por perturbaciones provenientes de su microestructura, tales como ondulaciones (ofertas contra ofertas). Por tanto, ese trabajo estuvo centrado en explicar que esta autocorrelación es causada por la fluidez automática propia de cotizaciones especiales, emitidas con frecuencias de 5 minutos, lo cual se viene presentando en ese mercado desde 1998. Por ello, evidenciaron una nueva microestructura perturbadora para el sistema.

En este sentido, la presencia de autocorrelaciones de quinto orden para una frecuencia de un minuto, invalidó la HEM en su forma débil en la bolsa de valores japonesa, porque constituye una forma de obtener beneficios anormales por parte de los inversionistas.

Para finalizar los estudios del año 2007 consultados en la literatura se reseña el trabajo realizado por Harrison B. y Paton D. (2007)<sup>228</sup> quienes analizaron los retornos en

---

<sup>227</sup> TSUTSUI Y., HIRAYAMA K., TANAKA T. y UESUGI N. (2007). "Special Quotes Invoke Autocorrelation in Japanese Stock Prices". *Asian Economic Journal*, volumen 21, N° 4, pp. 369-386.

<sup>228</sup> HARRISON B. y PATON D. (2007). "Do fat tails matter in GARCH estimation: testing market efficiency in two transition economies". *Economic Issues*, volumen 12, parte 2, pp. 15- 26.

los mercados de valores de 2 países con economías de transición como son República Checa y Rumania. Ellos plantearon demostrar la importancia del uso de la correcta especificación del modelo de heterocedasticidad generalizada autorregresiva condicional (GARCH). Los datos empleados fueron los retornos diarios del índice ponderado de la Bolsa de Valores de Praga 50 (PX50) y del índice ponderado de la bolsa de Bucarest (BET), durante el período 01 de enero de 2000 al 16 de septiembre de 2002. Primero, realizaron un análisis de estadística descriptiva de las series (media, desviación típica, asimetría, curtosis y normalidad). Observaron que los retornos del mercado de valores de Rumania se caracterizaron por una alta curtosis mientras que el mercado de la República Checa no presenta alta curtosis por lo cual, para el caso del mercado rumano emplearon el modelo GARCH-t y para el mercado checo emplearon el modelo GARCH.

El uso de un estándar de especificación GARCH condujo al rechazo de la HEM del mercado en Rumania, mientras que esta hipótesis nula no pudo ser rechazada mediante el modelo GARCH-t. La hipótesis nula de la eficiencia tampoco logró ser rechazada en la República Checa, aunque sea utilizando la especificación. Por tanto, no encontraron que la presencia de alta curtosis pueda tener importantes implicaciones para la inferencia en el análisis de los retornos de los mercados sin embargo, estos mercados de transición, mostraron ser eficientes en su forma débil.

En la literatura consultada en el 2008, se encontró un estudio que cuestionó la HEM en su forma débil como es el trabajo de Espinosa C (2008)<sup>229</sup> quien encontró una anomalía en el mercado chileno, al realizar un estudio del efecto estacional conocido como efecto fin de semana o efecto lunes partiendo del trabajo realizado por French en 1980.

Los datos que utilizó fue la evolución de los precios de cierre diarios del índice bursátil IPSA del mercado chileno durante el período 2 de enero de 1996 al 29 de diciembre de 2006, excluyendo aquellos días con valor 0 y aquellos en que la Bolsa de Comercio de Santiago no operó. Organizó 4 series, la primera corresponde a la serie completa 1996-2006, la segunda serie abarca el período enero 1996 al diciembre de 1999, la tercera serie

---

<sup>229</sup> ESPINOSA, C (2008). "Efecto fin de semana en el mercado bursátil chileno". *Informe de negocios N° 52. Universidad Santo Tomás de Santiago de Chile*. <http://www.economiaonline.cl/finanzas/efecto-fin-de-semana-en-el-mercado-bursatil-chileno/> fecha de consulta 27 de febrero de 2008. También puede consultarse en el link siguiente: [http://mpra.ub.uni-muenchen.de/3252/1/MPRA\\_paper\\_3252.pdf](http://mpra.ub.uni-muenchen.de/3252/1/MPRA_paper_3252.pdf)



comprende enero de 2000 al diciembre de 2003 y la cuarta serie comprende enero de 2004 al diciembre de 2006.

Seguidamente, Espinosa aplicó un test de medias y varianzas de las rentabilidades del índice bursátil chileno. Los resultados fueron que existe una rentabilidad esperada negativa para el día lunes, lo cual es no correlativo para los subperíodos, ni tampoco fue 3 veces la rentabilidad esperada para los demás días de la semana. El estadístico  $F$  rechazó la hipótesis que los coeficientes en conjunto fuesen cero, con lo cual se confirmó el efecto fin de semana y constituyó una anomalía del mercado chileno. Según Espinosa, los resultados pueden deberse a que las empresas chilenas pudieran publicar sus malas noticias entre el cierre del viernes y del lunes es decir, cuando el mercado estuvo cerrado durante 2 días, lo cual generó asimetrías de información y por tanto, ineficiencia en el mercado. Al respecto, se supone que de esta manera un inversionista pudiera poseer más información que otro es decir, podría contar de antemano con información privilegiada y aprovechar para obtener alguna ganancia extraordinaria. Esta actuación posiblemente podría invalidar la HEM en su forma fuerte.

Por su parte, Narayan (2008)<sup>230</sup> realizó un estudio para obtener pruebas sobre la hipótesis de raíz unitaria para los índices de precios de acciones de los mercados de los países del G7, mediante el efecto multiplicador de Lagrange y panel de la prueba de la raíz unitaria que permite cambios estructurales. Utilizó el logaritmo natural de los precios de los valores mensuales de los países del G7, por el período enero de 1975 hasta abril de 2003. Además utilizó el test convencional de raíces unitarias de Dickey-Fuller, el panel LM para el test de raíces unitarias sin ningún tipo de cambios estructurales, el panel LM para el test de raíces unitarias con la presencia de un cambio estructural y el panel LM para el test de raíces unitarias con la presencia de dos cambios estructurales. Los resultados obtenidos fueron: en las pruebas de raíces unitarias de Dickey-Fuller y las pruebas estadísticas LM en ausencia de una ruptura o cambio estructural, revelaron que los precios de las acciones se caracterizan por la presencia de una raíz unitaria esto es, que los precios de las acciones de los países del G7 en su conjunto fueron no estacionarios, porque la

---

<sup>230</sup> NARAYAN P.K. (2008). "Do shocks to G7 stock prices have a permanent effect? Evidence from panel unit root tests with structural change". *Mathematics and Computers in Simulation*, 77, pp. 369-373.

hipótesis nula de raíz unitaria no puede ser rechazada, por tanto estos resultados apoyaron la HEM, porque se trata de series aleatorias.

Al respecto, explicó que algunas razones encontradas en la literatura acerca de la estacionariedad de los precios de los títulos valores, se debe al tamaño y a los factores de riesgo asociados a la hipótesis de sobre-reacción del mercado, que afirma que los precios comunes toman oscilaciones temporales de sus valores fundamentales, debido al optimismo o al pesimismo; y porque los inversionistas tienden a tener ventaja informativa en sus mercados domésticos es decir, cuando las noticias favorables llegan a estar disponibles en el mercado interior, el inversionista doméstico pudiera tener información exacta y pudo haber recibido las noticias antes que el inversionista extranjero por tanto, estos terminan comprando posteriormente a precios más elevados.

Otro trabajo fue hecho por Ozdemir (2008)<sup>231</sup> el cual se basó en un mercado de economía pequeña y abierta como es Estambul. Para ello, utilizó como datos el índice bursátil del referido mercado<sup>232</sup> durante el período 1990 al 2005. El período en estudio fue dividido en 3 subperíodos: 2 de enero de 1990 al 12 de enero de 1993; 19 de enero de 1993 al 7 de noviembre de 2000, y 14 de noviembre de 2000 al 14 de junio de 2005. La metodología utilizada para medir la HEM en su forma débil fue el test de raíces unitarias de Dickey-Fuller, el test de las rachas, el test de las raíces unitarias con dos cambios estructurales de Lumsdaine y Papell o test de bifurcación LP y la razón de la varianza. Según los cambios de tendencias determinados endógenamente según lo establece el test LP, probó la eficiencia para cada subperíodo.

Los resultados obtenidos fueron los siguientes: en el primer período la serie resultó estacionaria con reversión media, por tanto, corresponde a un mercado ineficiente en su forma débil; durante el primer subperíodo sin embargo, según el test de las rachas y la razón de la varianza los resultados fueron a favor de la HEM en su forma débil. En el segundo y tercer subperíodos, los resultados fueron a favor de la HEM en su forma débil, porque las series resultaron no estacionarias, caracterizadas por una raíz unitaria con bifurcación

---

<sup>231</sup> OZDEMIR Z.A. (2008). "Efficient market hypothesis evidence from a small open-economy". *Applied Economics*, 40, pp. 633-641.

<sup>232</sup> Istanbul Stock Exchange.

estructural, conforme los resultados obtenidos en el test de raíces unitarias de Dickey-Fuller, LP y la razón de la varianza.

El estudio de Chen S.W. (2008)<sup>233</sup> consistió en el uso de datos de 11 países de la OCDE como son: Australia, Austria, Bélgica, República Checa, Dinamarca, Finlandia, Grecia, Islandia, Irlanda, Países Bajos y Nueva Zelanda. En el estudio empleó, entre otras pruebas, la raíz unitaria de regresión de Markov Switching para investigar la no estacionariedad y la no linealidad de los precios de las acciones.

Los resultados mostraron que los precios de las acciones en los países de la OCDE tomados como muestra, se caracterizaron por dos procesos de raíz unitaria de Markov Switching. Para Australia, Austria, Bélgica, Finlandia, Islandia, Irlanda, Países Bajos y Nueva Zelanda, los precios de las acciones mostraron un proceso de raíz unitaria, en consonancia con la HEM. Para la República Checa, Dinamarca y Grecia, los resultados fueron contrarios.

Los datos empleados fueron mensuales aunque tienen fecha de inicio diferente (1953, 1956, 1957, 1958, 1967, 1983, 1993, 1994) todos finalizan en mayo o en junio de 2007. Empezaron por la aplicación de la raíz unitaria de Dickey-Fuller para determinar el orden de integración de las variables. Realizaron la correlación serial utilizando 12 retardos y para determinar el número de retardos utilizaron el criterio de Schwarz Bayesiano<sup>234</sup> específicamente para seleccionar la longitud óptima del retardo. También encontraron que los precios de las acciones en los países de la OCDE no son series lineales. La conclusión fue coherente con la evidencia reportada por Shively (2003) y Narayan (2005, 2006).

Por su parte Jarrett J.E. (2008)<sup>235</sup> estudió la teoría de la HEM en su forma débil en el mercado organizado de Hong Kong, el tercer mercado de valores más grande en la Cuenca de Asia. Para ello, recolectó una base de datos de 601 empresas cuyos títulos se negocian en la Bolsa de Valores de Hong Kong durante el año fiscal 2002. Utilizando la misma metodología del estudio de Jarrett y Kyper (2006)<sup>236</sup> buscó evidenciar si los datos

---

<sup>233</sup> CHEN, S.W. (2008). "Non-stationarity and Non-linearity in Stock Prices: Evidence from the OECD Countries". *Economics Bulletin*, volumen 3, N° 11, pp.1-11.

<sup>234</sup> Schwarz Bayesian Criterion (BIC).

<sup>235</sup> JARRET J.E. (2008). "Random Walk, capital market efficiency and predicting stock returns for Hong Kong Exchanges and Clearing Limited". *Management Research News*. Vol. 31 N° 2, pp. 142-148.

<sup>236</sup> JARRETT J.E y KYPER E. (2006). *op.cit.* pp. 631-636.

de las series temporales de las cotizaciones de cierre, seguían o no un camino aleatorio o eran previsibles sus propiedades.

Finalmente, concluyó con los resultados que ocurrió el efecto día en los precios de cierre de los títulos en la Bolsa de Valores de Hong Kong, y no afirmó que los precios de cierre de los valores de Hong Kong siguen un paseo aleatorio, aunque no negó que los mercados financieros funcionen bien, y que la competencia en las instituciones consiste en rendimientos anormales basados en información histórica pública.

El trabajo realizado por Hung J.C. (2009),<sup>237</sup> examinó la HEM en su forma débil haciendo uso del test de la varianza simple y múltiple para acciones tipo A y B en las bolsas de valores chinas de Shanghai y Shenzhen. También examinó la influencia de las liberalizaciones de restricciones en acciones tipo B en relación con efectos sobre la eficiencia del mercado. Encontró que la HEM en su forma débil se mantiene en las acciones tipo A, a lo largo del período total del estudio que abarca desde abril de 1996 hasta diciembre de 2005, sin embargo, esto no fue válido para las otras acciones. En las submuestras (pre-liberal y post-liberal) encontró que las acciones tipo A en Shenzhen y las tipo B en Shanghai rechazaron la HEM en forma débil en el período inicial, pero si la adoptaron luego de las liberalizaciones. Señaló además que los movimientos de los valores obtenidos utilizando test varianza múltiple confirmó la presencia de la HEM en su forma débil. El mejoramiento de la eficiencia del mercado puede ser explicado por los incrementos de liquidez y sus consolidaciones que acompañan a las medidas desregulatorias y de liberalización.

El último estudio de eficiencia débil citado en el presente trabajo fue realizado por Kumar R. y Dhankar R.S. (2010)<sup>238</sup> quienes investigaron la presencia de heterocedasticidad condicional en series de tiempo de los retornos del mercado de valores de Estados Unidos y el efecto asimétrico de buenas y malas noticias sobre la volatilidad. Emplearon los precios diarios de apertura y cierre del *S&P*<sub>500</sub> y *NASDAQ*<sub>100</sub> para el período enero 1990 hasta diciembre de 2007. En el estudio aplicaron los modelos GARCH (1,1) y T-GARCH (1,1)

---

<sup>237</sup> HUNG J.C. (2009). "Deregulation liberalization of the Chinese stock market and the improvement of market efficiency". *The Quarterly Review of Economics and Finance*, N° 49, pp. 843-857.

<sup>238</sup> KUMAR R. y DHANKAR R.S. (2010). "Empirical Analysis of Conditional Heteroskedasticity in Time Series os Stock Returns and Asymmetric Effect on Volatility" *Global Business Review*, 11:1, pp. 21-33.

para examinar la heteroscedasticidad y la naturaleza asimétrica de los rendimientos de las acciones, respectivamente. Los resultados del estudio sugirieron la presencia del efecto de la heteroscedasticidad y el efecto asimétrico de los rendimientos de las acciones. Estos hallazgos pusieron de manifiesto que los inversores ajustan sus decisiones de inversión, incluidas la asignación de activos y la medición del desempeño, con respecto a la volatilidad esperada sin embargo, esperan que la prima de riesgo adicional para la volatilidad inesperada.

Así mismo, examinaron la relación entre los movimientos del  $S\&P_{500}$  y  $NASDAQ_{100}$ . El estudio implicó el uso de la prueba de Granger para realizar un seguimiento de esa relación. Entre los resultados estuvo la aceptación de la hipótesis nula que significa movimientos de  $S\&P_{500}$  no afecta a los movimientos de  $NASDAQ_{100}$ . Por tanto, pudieron observar que las negociaciones de acciones en la Bolsa de Nueva York se vieron afectadas por la negociación de NASDAQ. Estos resultados invalidaron la HEM.

Para concluir este apartado relacionado con la literatura de la HEM en su forma débil, se hace la reflexión que muchos estudios reseñados fueron realizados con datos o rentabilidades diarias. Posiblemente, si hubiesen empleado datos o rentabilidades mensuales, los resultados y las conclusiones hubiesen sido distintos. El próximo apartado está asociado al segundo tipo de eficiencia de los mercados que se denomina Eficiencia semifuerte.

## **2.6. Eficiencia semifuerte. Estado de la cuestión en la actualidad**

La HEM en su forma semifuerte sostiene que toda la información pública (anuncios de utilidades, pago de dividendos, división de acciones), está incorporada en el valor del título y por ello, no se puede usar el análisis fundamental para determinar si un título está infra o supra valorado. Por tanto, los tests buscan saber si las informaciones públicamente disponibles, están reflejadas en los precios de los títulos; y el mercado es eficiente, si la distribución de esa información pública es asimilada por los inversores que hacen análisis fundamental con igual velocidad, sin existir la posibilidad de obtener ganancias anormales.

Con relación a las pruebas utilizadas para probar la existencia de eficiencia, las que han tenido mejores resultados son aquellas que prueban la HEM en su forma débil. Con

relación a los tests de eficiencia semifuerte, los estudios de Fama y otros autores, han mostrado evidencia que los anuncios de *splits* y ganancias de las empresas, han sido incorporados en el valor de mercado de los títulos y por tanto, se trata de mercados eficientes.

Otra prueba de eficiencia semifuerte ampliamente estudiada y contrastada es el modelo de valoración de activos de capital CAPM (*Capital Asset Pricing Model*). En este sentido, se resalta el trabajo de Fama y French (1992)<sup>239</sup> quienes señalan que la predicción central del CAPM es que la cartera de mercado es eficiente en términos de media-varianza eficiente, y su eficiencia implica: 1) que los retornos esperados de los títulos son una relación lineal positiva de su beta de mercado, es decir, de la pendiente de la recta de regresión de la rentabilidad del título y la rentabilidad del mercado; y 2) la beta del mercado es suficiente para describir el corte transversal de las rentabilidades esperadas, siendo esta el único factor de riesgo sistemático que explica la tasa de retorno del activo riesgoso. En el presente trabajo se realizan las pruebas de eficiencia semifuerte a través de los contrastes del CAPM: de series temporales y de corte transversal: con medias y sin medias, que se explican teóricamente en los siguientes apartados.

### **2.6.1. Modelo de valoración de activos de capital CAPM (*Capital Asset Pricing Model*). Ecuación fundamental.**

El CAPM es un modelo unifactorial que señala que la rentabilidad esperada de cualquier activo es función lineal de su coeficiente beta o riesgo beta, que muestra la sensibilidad de la referida rentabilidad con respecto a las variaciones en la rentabilidad de la cartera de mercado. Por tanto, el coeficiente beta es una destacada herramienta para la toma de numerosas decisiones financieras.

---

<sup>239</sup> FAMA E. y FRENCH K. (1992). "The Cross section of expected stock returns". *The journal of Finance*, volumen XLVII, número 2, pp. 427-465.

El CAPM o Modelo de Valoración de Activos de Capital, fue propuesto durante los años 60 gracias a los aportes de Sharpe (1964),<sup>240</sup> Lintner (1965)<sup>241</sup> y Mossin en (1966),<sup>242</sup> y tiene como principal antecedente el Modelo de Mercado, propuesto por Sharpe en 1963.

Si el modelo CAPM se basa en el Modelo de Mercado, entonces supone la relación lineal entre la rentabilidad del mercado y la del título y además, está presente el riesgo sistemático y el específico. Si el riesgo específico se puede disminuir o evitar por medio de la diversificación, entonces el inversionista sería recompensado, premiado o retribuido en función del riesgo sistemático.

De la relación entre la rentabilidad esperada del título (variable dependiente) y el riesgo sistemático (variable independiente), surge la Línea de Mercado de Títulos (LMT). Su desarrollo teórico como se señaló antes se basa en el Modelo de Mercado y es el siguiente:

$$MAX: E(P) = E(R') \cdot W$$

Donde  $P$  es una cartera que posee una serie de títulos en las proporciones del vector  $W$  y tiene una rentabilidad esperada;  $E(R')$  es la rentabilidad esperada de la cartera del mercado que contiene activo sin riesgo y contiene las rentabilidades de todos los títulos.

$$\text{Sujeto a } \sigma^2(P) = W' \cdot \Sigma \cdot W = V^*$$

$$W' \cdot U = 1$$

Planteando el máximo condicionado por Lagrange:

$$L = E(R') \cdot W - \mu_1(W' \cdot \Sigma \cdot W - V^*) - \mu_2(W' \cdot U - 1)$$

$$\text{Primera derivada: } \frac{\partial L}{\partial W} = E(R) - 2\mu_1 \cdot \Sigma \cdot W - \mu_2 \cdot U = 0$$

---

<sup>240</sup> SHARPE W.F. (1964). "Capital asset prices: A Theory of market equilibrium under conditions of risk". *Journal of finance*, septiembre, pp. 425-442.

<sup>241</sup> LINTNER J (1965). "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets", *Review of economics and statistics*, febrero, pp. 13-37.

<sup>242</sup> MOSSIN J. (1966). "Equilibrium in a capital asset market". *Econometrica*, octubre, pp. 768-783.

Segunda derivada:  $\frac{\partial L}{\partial \mu_1} = W' \cdot \Sigma \cdot W - V^* = 0; \quad W' \cdot \Sigma \cdot W = V^*$

Tercera derivada:  $\frac{\partial L}{\partial \mu_2} = W' \cdot U - 1 = 0; \quad W' \cdot U = 1$

Al multiplicar por  $W'$  la primera derivada y considerando la igualdad de la tercera derivada se tiene:

$$E(P) - 2 \cdot \mu_1 \cdot \sigma^2(P) - \mu_2 = 0; \quad E(P) - 2 \cdot \mu_1 \cdot \sigma^2(P) = \mu_2$$

Luego, al sustituir nuevamente en la primera derivada, se obtiene:

$$E(R) - 2 \cdot \mu_1 \cdot \Sigma \cdot W - [E(P) - 2 \cdot \mu_1 \cdot \sigma^2(P)] \cdot U = 0$$

$$E(R) = E(P) \cdot U - 2 \cdot \mu_1 \cdot [\sigma^2(P) \cdot U - COV(R, P)]$$

Para un título sin riesgo resultaría la siguiente ecuación:

$$E(r_0) = r_0 = E(P) - 2 \cdot \mu_1 \cdot \sigma^2(P)$$

Si despejamos  $2 \cdot \mu_1$ , se consigue la forma de medir el precio del riesgo, similar a la metodología de la Línea de Mercado de Capitales (LMC).

$$2 \cdot \mu_1 = \frac{E(P) - r_0}{\sigma^2(P)}$$

Finalmente, para llegar a la formulación general del CAPM, se emplean las últimas 3 fórmulas:

$$E(R) = r_0 \cdot U + 2 \cdot \mu_1 \cdot COV(R, P) = r_0 \cdot U + [E(P) - r_0] \cdot \underbrace{\frac{COV(R, P)}{\sigma^2(P)}}_{\text{Beta}}$$

Se conoce la cartera del mercado como  $R_{mt}$  y la misma se considera una combinación óptima de títulos con riesgo. Sin embargo, la cartera definida anteriormente aún contiene el activo sin riesgo, por lo cual no se equipara a la cartera del mercado, a la



cual se llegaría maximizando la fórmula  $MAX: E(P) = E(R') \cdot W$  con las correspondientes restricciones sin introducir el activo sin riesgo, y es con  $R_{mt}$  con la que se define la cartera del mercado.

Al transformar la fórmula general del CAPM, considerando que P tiene una proporción ( $\alpha$ ) de  $R_{mt}$  y  $(1 - \alpha)$  de activo sin riesgo, se consigue:

$$E(P) = E(R_{mt}) \cdot \alpha + r_0 \cdot (1 - \alpha)$$

$$\sigma^2(P) = \sigma^2(R_{mt}) \cdot \alpha^2$$

$$COV(R, P) = COV(R, R_{mt}) \cdot \alpha$$

Por lo cual la formulación general del CAPM, quedaría así:

$$E(R) = \frac{r_0 \cdot U + [E(R_{mt}) \cdot \alpha + r_0 \cdot (1 - \alpha) - r_0] \cdot COV(R, R_{mt}) \cdot \alpha}{\sigma^2(R_{mt}) \cdot \alpha^2}$$

$$= r_0 \cdot U + [E(R_{mt}) - r_0] \cdot \underbrace{\frac{COV(R, R_{mt})}{\sigma^2(R_{mt})}}_{\substack{\text{R. sistemático} \\ \text{(beta)}}$$

$$= r_0 \cdot U + [E(R_{mt}) - r_0] \cdot \beta \quad \text{Modelo } ex \text{ ante (las expectativas no son observables)}$$

Esta última fórmula es la que origina la Línea de Mercado de Títulos (LMT). Por lo anteriormente planteado, se deduce que:

1. Toda cartera o título debe situarse en equilibrio sobre la LMT.
2. La cartera del mercado  $R_{mt}$  con rentabilidad esperada  $E(R_{mt})$  también debe situarse sobre la LMT.
3. Los títulos que se localicen encima de la LMT estarán infravalorados y aquellos que se encuentren debajo de la LMT estarán sobrevalorados.

4. La rentabilidad esperada de un título debe estar condicionada por su riesgo sistemático, medido por la covarianza con el mercado o la beta.
5. Los valores con mayor riesgo sistemático (mayor beta) deberán ser más premiados.
6. Los títulos con beta baja serán menos recompensados porque gran parte de su riesgo no merece ser premiado porque es diversificable.
7. Las carteras eficientes que se localizan sobre la LMC, únicamente tendrán riesgo sistemático. La cartera del mercado solo tiene riesgo sistemático y todas las carteras de la LMC tienen una parte de la cartera del mercado y otra de título sin riesgo.
8. Al realizar la regresión colocando como variable dependiente la rentabilidad y como variable independiente la desviación típica, se obtiene la LMC, pero sobre ella se situarán sólo las carteras eficientes y no todos los títulos.

Con base en el CAPM surge la ecuación para valorar los activos<sup>243</sup>:

$$(2 \cdot \mu_1)^* = \frac{E(R_{mt}) - r_0}{\sigma^2(R_{mt})}$$

Al momento de emplear el CAPM para valorar activos con riesgo, primero se debe determinar su riesgo sistemático y luego se emplea, ya sea el ajuste de tipo de descuento o el equivalente de certeza.

Gómez-Bezares (1991)<sup>244</sup> señala que el CAPM podría quedar invalidado cuando las inversiones son difíciles de diversificar; por imperfecciones del mercado; al cotizar en bolsa un bajo número de títulos en comparación a los que representan el mercado nacional o internacional por lo cual disminuye la posibilidad de diversificación; por costes de bancarota que vienen acompañados por problemas de suspensión de pagos, legales, pérdida de imagen y prestigio y el riesgo que esto ocurra depende del riesgo total de la empresa y no únicamente del riesgo sistemático asumido.

Para realizar el test del CAPM se puede hacer con datos del pasado (modelo *expost*), tomando como punto de partida el Modelo del Mercado:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it}$$

Luego se utilizan las esperanzas matemáticas y se sustituyen en la fórmula del CAPM, y tenemos:

$$E(R_{it}) = \alpha_i + \beta_i E(R_{mt})$$

<sup>243</sup> Si un activo tiene un valor al final del período  $P_f$  y al principio  $P_0$ , su rentabilidad se obtiene por plusvalía, quedando así:  $r = \frac{P_f - P_0}{P_0}$ ;  $E(r) = \frac{E(P_f) - P_0}{P_0} = r_0 + (2\mu_1)^* \cdot COV(r, R_{mt})$ . Ajuste del tipo de descuento en función del riesgo:

$P_0 = \frac{E(P_f)}{1 + r_0 + (2\mu_1)^* \cdot COV(r, R_{mt})}$ ;  $COV(r, R_{mt}) = COV\left\{\left[\frac{P_f - P_0}{P_0}\right], R_{mt}\right\} = COV\left[\frac{P_f}{P_0}, R_{mt}\right] = COV\frac{P_f, R_{mt}}{P_0}$ . Al sustituir

en  $E(r)$ , se llega a un equivalente de certeza.  $\frac{E(P_f) - P_0}{P_0} = \frac{r_0 + (2\mu_1)^* \cdot COV(P_f, R_{mt})}{P_0}$ ;  $P_0 = \frac{E(P_f) - (2\mu_1)^* \cdot COV(P_f, R_{mt})}{(1 + r_0)}$ .

<sup>244</sup> GÓMEZ-BEZARES, F. (1991). *op.cit.* p. 174.

Donde  $E(R_{it})$  es la rentabilidad esperada del título  $i$  durante el período  $t$ ;  $E(R_{mt})$  es la rentabilidad esperada del mercado representado por un índice bursátil. Ambas rentabilidades esperadas son determinadas por la esperanza matemática.

$$R_{it} - E(R_{it}) = \beta_i \cdot [R_{mt} - E[R_{mt}]] + \varepsilon_{it}$$

$$R_{it} = r_0 \cdot U + [R_{mt} - r_0] \cdot \beta_i + \varepsilon_{it}$$

También puede emplearse el test del CAPM a través del modelo empírico y para ello existen dos contrastes clásicos: de serie temporal y de corte transversal (con medias y sin medias), los cuales se resumen en la Tabla 2.

**Tabla 2: Contrastes del CAPM**

<p><b>Contraste de serie temporal</b></p>	<p>Metodología aplicada por Black, Jensen y Scholes (1972). Se contrasta el modelo para la serie temporal de cada título. Partiendo del modelo de mercado, expresado en excesos sobre el tipo sin riesgo (restando el tipo de interés sin riesgo de las rentabilidades de cada título y del mercado), tenemos: <math>(R_{it}-R_0)=\alpha+\beta_i(R_m-R_0)+\varepsilon_{it}</math>. Para que se cumpla el CAPM, la ordenada en el origen del modelo debe ser igual a cero <math>\alpha_1=0</math>. Como no se cuenta con el verdadero valor de <math>\alpha_1</math>, sino una estimación, para decidir si se acepta o no que el verdadero valor de <math>\alpha_1=0</math>, se debe hacer una prueba de hipótesis.</p>	
<p><b>Contraste de corte transversal</b> (cross-seccional). Su realización comprende dos procedimientos, primero la estimación de las betas de cada título (Modelo de Mercado) y segunda ajuste de regresión entre las betas y las rentabilidades de los títulos.</p>	<p><b>Contraste de corte transversal con medias</b></p>	<p>Metodología propuesta por Black (1972). Consiste en ajustar las betas de los títulos con sus promedios de rentabilidad, según el modelo:</p> $\bar{R}_j = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \beta_j + \varepsilon_j$ <p>Donde para aceptarse el modelo <math>\gamma_0 = \bar{R}_0</math>.</p> $\gamma_1 = \bar{R}_m - \bar{R}_0$ <p>donde <math>R_m</math> es la cartera de mercado.</p>
	<p><b>Contraste de corte transversal sin medias</b></p>	<p>Metodología propuesta por Fama y MacBeth (1973). Se contrasta el mismo modelo anterior pero el ajuste no se realiza con las medias para un período completo, sino para cada momento del tiempo. Se acepta el CAPM cuando <math>\gamma_{0t} = R_{0t}</math>; <math>\gamma_{1t} = R^*_t - R_{0t}</math></p>

Fuente elaboración propia

En la literatura se encuentran numerosos antecedentes de las primeras contrastaciones del CAPM. Entre ellas se tiene el trabajo de Douglas realizado en 1968<sup>245</sup> quien planteó dos regresiones, **la primera regresión** fue de las rentabilidades de los títulos (variable dependiente) y sus varianzas (variable independiente) concluyendo que las rentabilidades medias y las varianzas *expost* están relacionadas positivamente, lo cual no

<sup>245</sup> MILLER M-H- Y SCHOLES M. (1972). "Rates of return in relation to risk: a re-examination of some recent findings" en Jensen, ed., *Studies in the theory of capital markets*, Praeger, Nueva York, pp. 47-78.

validaba ni contradecía el CAPM simplemente demostró que el mercado premia el riesgo; la **segunda regresión** fue entre las rentabilidades, las varianzas y covarianzas (variables dependientes) con la media del mercado (variable independiente), concluyendo que estas no están relacionadas significativamente con la media de las rentabilidades y por tanto, invalidaba el CAPM. Un trabajo parecido fue realizado por Lintner, recopilado por Douglas, quien realizó una regresión entre las rentabilidades medias (variable dependiente), betas y el riesgo diversificable (variables independientes)<sup>246</sup>. Los resultados fueron los siguientes:

**Tabla 3: postulado del CAPM y resultados del trabajo de Lintner**

Según postulado teórico del CAPM	Resultados del trabajo de Lintner
Término independiente de la segunda regresión (media del mercado) debería coincidir con la rentabilidad del título sin riesgo.	El término independiente de la segunda regresión (media del mercado) resultó más alto que la rentabilidad del título sin riesgo.
El coeficiente angular de la regresión es el premio por unidad de riesgo sistemático (rentabilidad del mercado-rentabilidad del título sin riesgo).	El coeficiente angular de la regresión es más bajo (pero significativo) que la diferencia entre la rentabilidad del mercado con respecto a la rentabilidad del título sin riesgo.
El riesgo diversificable debería ser no significativo.	El riesgo diversificable resultó significativo.

Fuente: elaboración propia.

Conforme los resultados de Lintner los inversores reciben un premio tanto por el riesgo sistemático como por el diversificable.

<sup>246</sup> Varianza de los residuos.

Posteriormente, Miller y Scholes (1972) repitieron el trabajo de Lintner y fue un estudio relevante al plantear los problemas de contrastación del CAPM. Emplearon una serie de 10 años (1954-1963), 631 empresas, rentabilidades anuales y un índice que estimaron a través de la media de la rentabilidad de las acciones de las empresas en estudio. De la primera regresión (rentabilidad anual de cada título como variable dependiente y rentabilidad del índice determinado como variable independiente) obtuvieron los coeficientes betas y riesgo diversificable y al realizar la segunda regresión entre las rentabilidades (variables dependientes) y coeficientes betas, riesgo diversificable y con la media del índice determinado (variables independientes) lograron resultados similares a los de Lintner.

Por tanto, se preocuparon en buscar explicaciones, comenzando por pensar en variar año tras año la tasa libre de riesgo lo cual les ocasionaba sesgos. Por ello, decidieron hacer nuevamente la primera regresión pero entre premios de la rentabilidad: rentabilidad del título menos rentabilidad sin riesgo, con respecto a la rentabilidad del mercado menos rentabilidad sin riesgo de cada período. Con esta segunda prueba los resultados continúan siendo similares y por tanto invalidaba el CAPM. Una tercera prueba fue realizar una relación no lineal y para ello emplearon beta cuadrado sin lograr mejores resultados. La cuarta prueba fue consistió en plantearse la heterocedasticidad<sup>247</sup> de los residuos de la segunda regresión ya que pensaban que la varianza de los residuos es mayor para títulos de alto rendimiento y por ello hacen una regresión entre los rendimientos medios al cuadrado (variable dependiente) y los residuos al cuadrado (variable independiente) y obtienen una relación significativa, sin embargo la heterocedasticidad no significa sesgo en los coeficientes y tampoco explicaba los problemas.

A continuación se explican las clásicas metodologías de contraste del CAPM, referidas anteriormente.

---

<sup>247</sup> Cuando la varianza de los errores estocásticos de la regresión es distinta para cada observación  $i$  (de 1 a  $n$  observaciones)

### 2.6.1.1 Contraste del CAPM para series temporales

Este contraste del modelo fue propuesto inicialmente por Black, Jensen y Scholes en 1972<sup>248</sup> cuya intención fue tratar de resolver los problemas de contrastación del CAPM planteados hasta esa fecha. Tomaron como punto de partida el Modelo de Mercado planteado por Sharpe en 1963, expresado en excesos sobre el tipo sin riesgo. Probaron el modelo para la serie de rentabilidad de cada título.

La explicación del modelo del CAPM para series temporales es explicado por Gómez-Bezares F., Madariaga J. A. y Santibañez J. (1995)<sup>249</sup> de la siguiente manera: la ecuación del modelo expresada en forma matricial para un título  $i$  es:

$$(r_i - r_0) = \alpha_i 1_n + \beta_i (r_m - r_0) + \varepsilon_i \quad \forall t = 1, 2, \dots, n$$

Donde:

$(r_i - r_0)$  = vector columna que contiene los excesos de rentabilidad del título  $i$  sobre el tipo sin riesgo, desde  $t = 1, 2, \dots, n$ .

$\alpha_i$  = ordenada en el origen del título  $i$ . Término independiente.

$1_n$  = vector columna que contiene  $n$  unos.

$\beta_i$  = riesgo sistemático del título  $i$ .

$r_m - r_0$  = vector columna que contiene los excesos de rentabilidad de la cartera de mercado sobre el tipo de riesgo, desde  $t = 1, 2, \dots, n$ .<sup>250</sup> Es la variable explicativa.

---

<sup>248</sup> BLACK F., JENSEN M.C., SCHOLES M. (1972). "The capital asset pricing model: some empirical tests", en Jensen, ed., *Studies in the theory of capital markets*, Praeger, Nueva York, pp. 79-121.

<sup>249</sup> GÓMEZ-BEZARES F., MADARIAGA J. A. y SANTIBAÑEZ J. (1995) "El CAPM: metodologías de contraste" *Boletín de Estudios Económicos*, Nº 156, pp. 557-582.

<sup>250</sup> En el estudio empírico del presente estudio la cartera del mercado  $r_m$  se obtiene partir de las rentabilidades de los índices bursátiles de los mercados objeto de estudio.

$\varepsilon_i$  = vector que contiene los valores que toman las perturbaciones aleatorias del título  $i$  en cada uno de los momentos de tiempo, desde  $t = 1, 2, \dots, n$ .

Una de las maneras de expresar las hipótesis de comportamiento de los términos aleatorios es:

$$\varepsilon_i \rightarrow DN_n(0_n; \sigma_{\varepsilon_i}^2 I_n)$$

$DN_n$  = distribución normal multivariante  $n$  dimensional.

$0_n$  = vector columna que contiene  $n$  ceros.

$\sigma_{\varepsilon_i}^2$  = varianza de las perturbaciones aleatorias del título  $i$ .

$I_n$  = matriz unidad de orden  $n \cdot n$ .

El exceso de rentabilidad de la cartera de mercado ( $r_m - r_0$ ) es estocástica lo cual implica considerar otra hipótesis que establece la independencia entre el regresor y las perturbaciones aleatorias (independientes de los valores pasados, presentes y futuros de la rentabilidad del mercado). Esta nueva hipótesis es:

$$Cov(\varepsilon_i, r_m - r_0) = 0_{nn}$$

Donde:

$Cov( )$  = matriz de covarianzas entre los vectores de variables  $\varepsilon_i, r_m - r_0$ .

$0_{nn}$  = matriz de ceros de orden  $n \cdot n$ .

El procedimiento adecuado de estimación del modelo con las hipótesis consideradas es a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Los estimadores del modelo expresados en notación matricial convencional son:

$$(r_i - r_0) = X\beta + \varepsilon_i$$



Donde:

$X$  = matriz que contiene las variables explicativas:  $1_n ; (r_m - r_0)$ .

$\beta$  = vector que contiene los parámetros de la relación:  $\alpha_i$  (término independiente) y  $\beta_i$  (coeficiente angular).

La expresión de los estimadores MCO del modelo en forma matricial es:

$$b = (X'X)^{-1}X'(r_i - r_0)$$

Donde:

$b$  = vector que tiene el estimador del término independiente  $a_i$  y del coeficiente angular  $b_i$ .

La determinación de la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores es:

$$S_{bb} = S_{\varepsilon_i}^2(X'X)^{-1}$$

Donde:

$S_{\varepsilon_i}^2$  = estimación de la varianza de las perturbaciones aleatorias. Se determina a partir de los residuos del modelo (división entre la suma cuadrática y los grados de libertad  $n - 2$ ).

Si el CAPM es cierto, deben cumplirse las siguientes condiciones:

$$\alpha_i = 0 \text{ (}^{251}\text{)}$$

$$\beta_i = \frac{Cov(r_{it} - r_{0t}, r_{mt} - r_{0t})}{V(r_{mt} - r_{0t})}$$

---

<sup>251</sup> El punto de corte con el eje de las ordenadas (alfa), debe ser igual a cero:  $\alpha_i = 0$ .

Donde:

$Cov ( ) =$  covarianza entre las variables  $r_{it} - r_{0t}, r_{mt} - r_{0t}$

$V( ) =$  varianza de la variable  $r_{mt} - r_{0t}$

La comprobación de estas dos condiciones se hace por medio de pruebas de hipótesis individuales, aunque en la práctica se hace una sola, la relacionada a la ordenada en el origen, debido a que la estimación puntual de la pendiente coincide con el cociente de las estimaciones señaladas anteriormente.

Dicho de otro modo, el contraste realizado se basa en los premios de rentabilidad y el Modelo de Mercado puede quedar de la siguiente forma:

$$(R_{it} - R_{0t}) = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{0t}) + \varepsilon_{it}^{252}$$

Las hipótesis del Modelo de Mercado en las cuales se basan la estimación vienen dadas por  $\varepsilon_{it}$ , el término de error:

$\varepsilon_{it} = 0$  Variables aleatorias con media cero.

$VAR(\varepsilon_{it}) = \sigma^2 \varepsilon_{it}$  Variables aleatorias todas con la misma varianza, para todo  $t$  (homocedasticidad).

$COV(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it'}) = 0$  Para todo  $t, t'$  (no autocorrelación).

$COV(\varepsilon_{it}, R_{mt}) = 0$  no correlación para todo  $t$ .

En la fórmula anterior, se observa que la única diferencia con respecto al Modelo de Mercado,<sup>253</sup> es que las variables con las que se realiza el ajuste son las rentabilidades

<sup>252</sup> Donde  $R$  son premios de rentabilidad. El CAPM, por tanto se muestra así:  $E(R_i) = \beta_i E(R_{mt})$ , por lo cual:  $\alpha_i = E(R_i) - \beta_i E(R_{mt}) = 0$ .

<sup>253</sup>  $R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it}$  Modelo de Mercado.

(tanto de los títulos como del mercado), a las cuales se les resta la tasa libre de riesgo  $R_{ot}$  correspondiente a cada período. Después que se ha estimado el modelo con esta fórmula, el contraste del CAPM para series temporales se realiza considerando el valor de la ordenada en el origen obtenida para cada título la cual se llama  $\alpha_i$ . Al cumplirse el CAPM, el valor de  $\alpha_i$  es igual a cero.

En este caso debe hacerse una prueba de hipótesis<sup>254</sup> para poder saber si puede aceptarse o no el CAPM,<sup>255</sup> debido a que se cuenta con una estimación de  $\alpha_i$  más no con su verdadero valor. Al aceptarse la hipótesis nula  $H_0: \alpha_i = 0$ , debe concluirse que no hay razones para rechazar el CAPM.

Este contraste es más sencillo con respecto a los de corte transversal porque no es necesario hacer ninguna otra estimación adicional al Modelo de Mercado y con esto se evitan los errores econométricos como errores en las variables.

Los padres del contraste del CAPM para series temporales proponían que la prueba podría hacerse para un título concreto pero se perdería información. Por tanto, propusieron una agrupación de valores (carteras) con betas distintas. Por tanto, primero calcularon el coeficiente beta de cada título, luego mes a mes hicieron agrupaciones en 10 carteras y en seguida con los rendimientos de esas carteras y los de la cartera de mercado. Estimaron mes a mes el modelo de mercado, con sus alfas y betas y recalcularon las carteras año tras año.

### 2.6.1.2. Contraste del CAPM de corte transversal (*cross-sectional*)

Frente al contraste de serie temporal antes descrito, otra metodología diferente es la de corte transversal. Para emplear este contraste se puede realizar en dos fases:

---

<sup>254</sup> El estadístico que se utiliza en la prueba de hipótesis es:  $\frac{\alpha_i - H_0}{s_{ai}}$  donde  $\alpha_i$  es la estimación que hacemos de la ordenada en el origen,  $H_0$  representa el valor de la hipótesis nula y  $s_{ai}$  corresponde a la estimación insesgada de la desviación típica del estimador. El estadístico sigue una distribución  $t$  de Student con  $n - k$  grados de libertad (siendo  $n$  el número de observaciones consideradas y  $k$  el número de parámetros a estimar en el modelo. La prueba de hipótesis también puede realizarse determinando intervalos de confianza para  $\alpha_i$ . Si el error estándar viene dado por

$$\sigma_\alpha = \sigma_\varepsilon \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{\bar{X}^2}{(n-1)\sigma_x^2}}$$

y el intervalo de confianza:  $\alpha \pm t_{n-2} \sigma_\alpha$

<sup>255</sup> Saber si podemos aceptar que el verdadero valor de  $\alpha_i$  es cero.

1. Siempre se estiman los coeficientes beta de los títulos empleando el Modelo de Mercado.
2. Se realiza un ajuste de regresión entre los beta (variable independiente explicativa) y las **rentabilidades medias de los títulos** (variable a explicar o dependiente), en un período determinado. En este caso se emplea el contraste de corte transversal con medias.
3. O, Se realiza un ajuste de regresión entre los beta (variable independiente) y las **rentabilidades de estos títulos** (variable a explicar o dependiente), en un determinado momento del tiempo. En este caso se utiliza el contraste de corte transversal sin medias.

#### 2.6.1.2.1 CONTRASTE DEL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL SIN MEDIAS

Este contraste fue propuesto por Fama y MacBeth (1973),<sup>256</sup> y la ecuación empleada es similar a la empleada por Black (1972)<sup>257</sup> en el contraste de Corte Transversal con medias. Sin embargo, Fama y MacBeth hacen el ajuste para cada momento del tiempo y no para el período completo.

El contraste comprende dos etapas:

1. Período de estimación a partir de observaciones anteriores al momento  $t$  de contraste del modelo. Se logran las estimaciones del riesgo sistemático de los títulos mediante el Modelo de Mercado.
2. Período de contraste, el cual se plantea mediante una regresión para cada momento  $t$  que configura el período en su conjunto ( $t = 1, 2, \dots, n$ ), explicando las rentabilidades de los  $g$  títulos mediante el riesgo sistemático estimado.

Según lo explican Gómez-Bezares F., Madariaga J. A. y Santibañez J. (1995)<sup>258</sup> el modelo empírico planteado en rentabilidades para cada momento de tiempo  $t$ , y expresado en forma matricial y suponiendo  $g$  activos es:

---

<sup>256</sup> FAMA E., MacBETH J.D. (1973). "Some new stock-market indexes", *Journal of business*, enero, pp. 191-225.

<sup>257</sup> BLACK F., JENSEN M.C., SCHOLLES M. (1972). "*op. cit.*" pp. 79-121.

<sup>258</sup> GÓMEZ-BEZARES F., MADARIAGA J. A. y SANTIBAÑEZ J. (1995), *op.cit.* pp. 557-582.

$$r_t = y_t \mathbf{1}_g + \delta_t b_t + w_t \quad \forall i = 1, 2, \dots, g \quad (259)$$

Donde:

$r_t$  = vector columna que contiene las rentabilidades de los  $g$  títulos en el momento de tiempo  $t$ .

$y_t$  = término independiente de la relación establecida en el modelo empírico.

$\mathbf{1}_g$  = vector columna que contiene  $g$  unos.

$\delta_t$  = pendiente de la relación establecida en el modelo empírico.

$b_t$  = vector columna que contiene las estimaciones de las expectativas de los riesgos sistemáticos de los  $g$  títulos en el momento  $t$ .

$w_t$  = vector que contiene las perturbaciones aleatorias de los  $g$  títulos en el momento  $t$ .

La variable explicativa  $b_t$  es el vector que contiene las estimaciones de los riesgos sistemáticos de los títulos basados en periodos anteriores al momento  $t$  de contraste del modelo y esta característica, diferencia esta metodología del contraste de serie temporal, porque permite que el riesgo sistemático de los títulos pueda cambiar en cada momento  $t$  en el que se contraste el modelo; aunque la utilización del Modelo de Mercado para realizar la estimación exige introducir la hipótesis de riesgo constante en los periodos previos a  $t$  en los que se basa la misma. Dicho vector se obtiene a partir de las series históricas de rentabilidad de los títulos mediante el Modelo de Mercado.

Como se trata de una estimación, es indiscutible que se encuentra sujeta a error, por lo que el modelo presenta regresores aleatorios debido a errores de medición en la variable explicativa, y este problema se ve empeorado por la relación existente entre las

---

<sup>259</sup> Planteado de otra forma:  $R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \cdot \beta_{it} + \varepsilon_{it}$

perturbaciones empíricas  $w_t$  con la variable explicativa observada  $b_t$ . El modelo planteado anteriormente, de manera convencional queda:

$$r_t = X \gamma_t + w_t$$

Donde:

$X$  = matriz que contiene a las variables explicativas formada por dos vectores columna  $[1_g; b_t]$ .

$\gamma_t$  = vector columna que contiene los parámetros  $\gamma_t; \delta_t$ .

Las hipótesis necesarias para la correcta definición estadística del modelo, demuestran que el comportamiento de las perturbaciones aleatorias  $w_t$  es el siguiente:

$$w_t \rightarrow DN_g [0_g, \Sigma_{ww}]$$

Donde:

$0_g$  = vector columna que contiene  $g$  ceros. Las perturbaciones aleatorias del modelo comprenden un componente aleatorio específico de los títulos, el cual contiene además un término adicional producto de los errores de medición en la beta. Suponiendo promedio cero para el primero, para que se cumpla la hipótesis de promedio cero de las perturbaciones empíricas, es necesario que el promedio de los errores de medición sea cero, para lo cual basta con que el estimador empleado para estimar el riesgo sistemático sea insesgado, como el obtenido a partir del Modelo de Mercado.

$\Sigma_{ww}$  = la matriz  $g \cdot g$  de varianzas y covarianzas contemporáneas de las perturbaciones aleatorias, donde el elemento general de la misma es  $\sigma_{ij}$ . Es simétrica, cuadrada y definida positiva.

Se hace la salvedad que existen dos problemas clásicos en las perturbaciones aleatorias, los cuales son:

- ✓ Primero, el inevitable problema de heteroscedasticidad debido a las diferencias entre los riesgos específicos de los títulos. Las perturbaciones aleatorias del modelo, recogen la parte de la rentabilidad no explicada por el riesgo sistemático, la cual es debida a componentes específicos. La varianza de la rentabilidad se descompone en dos partes: la sistemática y la diversificable, y la dos serán distintas para cada título, lo que explica el problema de la heteroscedasticidad.
- ✓ Segundo, se refiere a un problema de autocorrelación en caso que se detecten relaciones cruzadas significativas entre las perturbaciones de los diferentes activos. En este caso, la situación queda sometida a la existencia de dichas relaciones. El problema es indudable si se aceptan relaciones entre los títulos aparte de la común que tienen con el mercado, lo cual es razonable por ejemplo, con los denominados efectos sectoriales.

También, la variable explicativa del modelo empírico y las perturbaciones aleatorias<sup>260</sup> están relacionadas, por tanto:

$$Cov(b, w) \neq 0_{gg}$$

Donde:

$0_{gg}$  = matriz de ceros de orden  $g \cdot g$ .

En caso que el CAPM sea cierto, en el modelo debe ocurrir que:

$$y_t = r_{ot} \quad \delta_t = (r_{mt} - r_{ot})$$

Desde que el procedimiento de estimación fue utilizado por Fama y MacBeth en 1973 han propuesto distintas soluciones. Principalmente, las diferencias entre todas ellas vienen por la distinta consideración del problema de los errores de medición en las betas y las especiales características de las perturbaciones aleatorias. Tal como lo plantea el contraste, el proceso consta de dos fases: periodo de estimación, en el cual se obtienen las

---

<sup>260</sup> Las perturbaciones aleatorias del modelo comprenden dos términos: una parte específica de cada título y otra debida a los errores de observación en las betas. Estos errores de observación de las betas origina las referidas relaciones; y que debe tenerse en cuenta que, también la beta estimada con error se puede descomponer como suma de la verdadera beta y el error cometido en el proceso de estimación. Tanto la estimación de la beta como la perturbación empírica son combinación de los errores de medición, motivo por el cual existirá un problema de relación entre ambas.

aproximaciones a los riesgos sistemáticos de los títulos y el periodo de contraste, en el que se estima el modelo y donde se contrasta el CAPM mediante la realización de las pruebas indicadas.

Fama y MacBeth (1973) estimaron las betas de los títulos a partir del Modelo de Mercado, empleando el método de MCO para estimar el premio por riesgo. El problema de este método es que no considera la problemática introducida por los errores de observación en las betas, tampoco autocorrelación y heterocedasticidad. Al respecto, Fama (1976)<sup>261</sup>, se pueden adoptar dos posibles soluciones: 1) El uso de series temporales más largas para la obtención de las estimaciones de las betas a partir del Modelo de Mercado, porque la variabilidad del coeficiente angular es inversamente proporcional al tamaño muestral<sup>262</sup>; 2) la utilización de carteras, ya que al ser la beta de las mismas combinación lineal de las de los títulos, se asegura la disminución de variabilidad de las estimaciones.

Litzenberger y Ramaswamy (1979)<sup>263</sup> ofrecieron una solución parcial al problema de la estimación del modelo y proponen el método de estimación conocido como Máxima Verosimilitud (MV). Abordaron el problema de los errores de observación y la sola la existencia de heteroscedasticidad en las perturbaciones aleatorias del modelo. Alegaron que el supuesto de no autocorrelación implica que el comportamiento de los términos estocásticos puede resumirse de la siguiente manera:

$$w_t = DN_g[0_g, \text{Diag}(\sigma_w^2)]$$

Donde:

---

<sup>261</sup> FAMA (1976) *op.cit.* p.128-132.

<sup>262</sup> Esta posibilidad es adecuada, mismo FAMA (1976) señala que el uso de datos mensuales para estimar las betas, implica la utilización de series de rentabilidad entre cinco y siete años. El uso de series más amplias las betas cambian. Fama y MacBeth (1973) usaron la segunda solución, es decir estimaron el modelo para carteras. Con ello, lograron disminuir el problema de los errores de medición, pero sus consecuencias están presentes. El método de MCO, utilizado por Fama y MacBeth (1973), no responde a la obtención de estimadores con propiedades estadísticas deseables, porque además, no considera los problemas de heteroscedasticidad y autocorrelación de las perturbaciones aleatorias del modelo. Una alternativa es la utilización de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) para la estimación del modelo, aunque no resuelve el problema de los errores de observación.

<sup>263</sup> LITZENBERGER R.H. y K. RAMASWAMY (1979). "The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices: theory and empirical evidence", *Journal of financial economics*, junio, pp.163-195.



$\text{Diag}(\sigma_w^2)$  = matriz de varianzas y covarianzas diagonal de orden  $g \cdot g$  de las perturbaciones aleatorias.

Al suponer la inexistencia de relaciones cruzadas, significa adicionalmente que las covarianzas entre las variables contenidas en el vector de errores de medición son nulas, lo cual facilita la modificación del modelo, dividiendo las variables entre la desviación típica de la estimación de la beta, obteniendo el siguiente modelo modificado:

$$r_t^* = y_t 1_g^* + \delta_t b_t^* + w_t^*$$

Donde los términos con asterisco se asocian con las variables modificadas del modelo planteado en forma matricial, es decir, divididas por la desviación típica de la estimación de la beta correspondiente, por cada título. La ecuación anterior expresada en notación convencional queda de la siguiente manera:

$$r_t^* = X^* \gamma_t + w_t^*$$

Donde:

$r_t^*$  = vector columna que contiene el cociente entre las rentabilidades de los  $g$  títulos en el momento de tiempo  $t$  y las desviaciones típicas de los estimadores de las betas.

$X^*$  = matriz que comprende las variables explicativas formada por dos vectores columna  $[1_g^*, b_t^*]$ .

$w_t^*$  = vector columna que contiene las perturbaciones aleatorias del modelo modificado.

Por todo lo anterior, ahora el comportamiento de las perturbaciones es:

$$w_t^* \rightarrow DN_g[0_g, \sigma_w^2 \cdot I_g]$$

Donde:

$\sigma_w^2$  = varianza de las perturbaciones aleatorias del modelo.<sup>264</sup>

La expresión del estimador del método MV propuesto por Litzenberger y Ramaswamy (1979) para el modelo es:

$$g_t = \left[ \frac{X^{*'} X^*}{g} - \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \right]^{-1} \frac{X^{*'} r_t^*}{g} \quad (265)$$

Además, puede obtenerse la matriz de varianzas y covarianzas del vector de estimadores planteados. En cualquier caso, la solución planteada por Litzenberger y Ramaswamy (1979) no supone la existencia de relaciones cruzadas, lo cual limita ciertamente la validez del procedimiento.

Más adelante Shanken (1982)<sup>266</sup> propone otra opción más apropiada, que aborda la problemática completa del modelo y sugiere el siguiente estimador<sup>267</sup>:

$$g_t = \left[ X' S_{\varepsilon\varepsilon}^{-1} X - \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \sigma_v^2 \end{pmatrix} \right]^{-1} X' S_{\varepsilon\varepsilon}^{-1} r_t$$

Donde:

$\sigma_v^2$  = Varianza del error de medición.

En la aplicación empírica, la estimación de la varianza del error adquiere la siguiente expresión:

<sup>264</sup> Otra posibilidad que resuelve el problema de la heteroscedasticidad consiste en transformar las variables del modelo inicial dividiéndolas por el riesgo diversificable, debido a que es la causa de la diferente variabilidad de las perturbaciones aleatorias. En cualquier caso, por ser la varianza de la estimación de la beta obtenida a partir del Modelo de Mercado proporcional al riesgo diversificable, se puede resolver el problema.

<sup>265</sup> Se recuerda que  $g_t$ , es el vector columna que contiene los estimadores del modelo, y  $g$  se refiere al número de títulos considerados en el contraste de corte transversal. Al momento de segundo orden respecto al origen correspondiente a la variable explicativa del modelo modificado se le resta 1, es decir, la varianza del error de medición.

<sup>266</sup> SHANKEN (1982). "An analysis of the traditional risk-return model". Tesis doctoral no publicada, School of Business, Carnegie-Mellon University, Pittsburgh PA.

<sup>267</sup> Propiedades del estimador: eficiencia asintótica (cuando el número de periodos tiende a infinito); consistencia (cuando el número de activos tiende a infinito).

$$S_v^2 = \frac{(n-2)g}{(n-g-3) \sum_{t=1}^n (r_{mt} - \bar{r}_m)^2}$$

Sin embargo, está presente un problema adicional, porque las estimaciones del término independiente y coeficiente angular determinadas para el momento de contraste  $t$  carecen de exactitud estadística. Por este motivo, Fama y MacBeth (1973) usaron un procedimiento adaptable a todos los métodos de estimación, el cual consiste en estimar el modelo para una serie de momentos de tiempo que constituyen el periodo de contraste ( $t = 1, 2, \dots, n$ ). Luego se obtienen series temporales de términos independientes y coeficientes angulares, con las cuales estiman el promedio de las mismas suponiendo que se comportan normal,<sup>268</sup> independiente e idénticamente distribuidas. Las pruebas que deben realizarse en este caso, si el CAPM es cierto, concuerdan con las señaladas anteriormente, pero, haciendo referencia a los valores promedio. Así, para el periodo de contraste considerado ( $t = 1, 2, \dots, n$ ), el promedio del término independiente debe coincidir con el promedio del tipo sin riesgo y el promedio de coeficientes angulares con el premio por riesgo promedio.

Otros estudios confirmaron la posibilidad de obtener estimaciones eficientes de dichos promedios, a pesar que la serie sea aleatoria, las estimaciones pueden tener diferente variabilidad, lo cual a la final involucra un problema de heteroscedasticidad. Esta situación exige la utilización de Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP)<sup>269</sup> y, si además existiera autocorrelación, es necesaria la utilización de MCG.

En conclusión, entre los inconvenientes más importantes a este contraste<sup>270</sup> se indican:

- a. Cuál es la cartera de mercado, con la cual habrá que medir los beta (Roll 1977 y Stambaugh 1982), ya que todas deberían contener las inversiones posibles y en iguales proporciones en que se encuentran en el mercado y no únicamente las acciones que se negocian en el mercado. Dependiendo de la aproximación que se tome para la cartera del mercado el test será menos sensitivo o no.

<sup>268</sup> Aunque debe comprobarse esta normalidad.

<sup>269</sup> Consiste en obtener un promedio de los coeficientes estimados (términos independientes y coeficientes angulares), en los cuales los pesos sean inversamente proporcionales a la varianzas de las estimaciones.

<sup>270</sup> Vid. GÓMEZ-BEZAREZ (2000). *Gestión de Carteras. Eficiencia, Teoría de cartera, CAPM, APT*. Editorial Descleé de Brouwer, S.A, 2º edición. Bilbao España, p. 134.

- b. Los beta son desconocidas en cada período y deben calcularse y esto ocasiona el problema econométrico de errores en las variables que mencionamos anteriormente. Para encarar este problema, Fama y MacBeth (1973)<sup>271</sup> se inclinan por formar carteras pero la dificultad adicional es que se pierde información y para evitarlo, ellos estiman los beta de los títulos y ordenan las acciones en función de sus betas estimadas, haciendo carteras con betas más bajas y siguen ese mismo orden hasta que tienen las carteras con betas más altas. Sin embargo, así surgiría otro problema en la regresión, por cuanto en la primera cartera podría originarse un exceso de errores negativos y la beta estimada estará infravalorando la real y en la última cartera, exceso de errores positivos que estarían sobrevalorando la beta real. Por eso, ellos computan los beta para cada período, forman las carteras, y estiman la beta de cada cartera en el período siguiente.

#### 2.6.1.2.2 CONTRASTE DEL CAPM DE CORTE TRANSVERSAL CON MEDIAS

Este contraste fue propuesto por Black (1972)<sup>272</sup>. Al igual que en el contraste anterior, es necesario cumplir con los dos procedimientos antes referidos: 1) periodo de estimación para determinar los coeficientes beta de los títulos a partir del Modelo de Mercado, utilizando la cartera no ponderada<sup>273</sup> en el modelo definido en rentabilidades, luego se determina el promedio de rentabilidad asociado a los distintos títulos en el período considerado; 2) período de contraste: se propone una regresión explicando las rentabilidades medias de los títulos mediante el riesgo sistemático en el período considerado<sup>274</sup>.

<sup>271</sup> FAMA E., MacBETH J.D. (1973). *op. cit.* pp. 191-225.

<sup>272</sup> BLACK F. (1972). "Capital market equilibrium with restricted borrowing", *Journal of business*, julio, pp. 444-445.

<sup>273</sup> La cartera ponderada se refiere a considerar las rentabilidades periódicas (por ejemplo mensuales) de  $n$  número de títulos en un período determinado y usar como cartera del mercado la media ponderada; mientras que la cartera no ponderada cuando se emplea como cartera de mercado la media sin ponderar.

<sup>274</sup> Esto es ajustar los beta de los títulos con los promedios de su rentabilidad, empleando el modelo siguiente:  $\bar{R}_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \beta_i + \bar{\varepsilon}_i$ , donde:  $\gamma_0$  = promedios del tipo de interés sin riesgo;  $\gamma_1$  = promedios del premio por riesgo;  $\bar{\varepsilon}_i$  = promedio de la perturbación aleatoria de la regresión asociada a cada título en el modelo de mercado. Sin embargo, este dato tiene relación con la cantidad de riesgo diversificable de cada título, con la parte de la variabilidad de su rentabilidad no explicada por el mercado. Como se aprecia, el modelo incluye como variable explicativa las estimaciones de las betas obtenidas a partir del periodo de contraste del modelo. Esto exige considerar la hipótesis de expectativas de riesgo constantes al emplear el Modelo de Mercado y también incorpora, un problema de regresores estocásticos por errores de observación en la variable explicativa beta, que además, se encuentra relacionada con las perturbaciones aleatorias del modelo  $\bar{\varepsilon}_i$ . Para aceptar o rechazar el modelo del CAPM, la ordenada en el origen es el tipo sin riesgo promedio, la pendiente del ajuste es el promedio de la diferencia entre la rentabilidad del mercado y de la inversión sin

El modelo empírico planteado en rentabilidades y expresado en forma matricial<sup>275</sup> y expuesto por Gómez-Bezares F., Madariaga J. A. y Santibañez J. (1995)<sup>276</sup> se especifica a continuación.

$$\bar{r} = \gamma 1_g + \delta b + w$$

Donde:

$\bar{r}$  = vector columna que contiene los promedios de rentabilidad de los  $g$  títulos durante el periodo considerado.

$\gamma$  = término independiente de la relación propuesta en el modelo empírico.

$\delta$  = pendiente de la relación establecida en el modelo empírico.

$b$  = vector columna que contiene las estimaciones de las betas de los  $g$  títulos durante el periodo considerado (variable explicativa).

$w$  = vector que contiene las perturbaciones aleatorias de los  $g$  títulos del modelo empírico.

Al ser  $b$  la variable explicativa se requiere suponer la hipótesis de expectativas de riesgo constante al emplear el Modelo de Mercado y se añade el inconveniente de regresores estocásticos por errores de observación en la variable explicativa  $b$ , que además, se encuentra asociada con las perturbaciones aleatorias del modelo  $w$ . Al expresar este modelo matricial en forma convencional, se llega a:

$$\bar{r} = X\gamma + w$$

Donde:

---

riesgo (promedio del premio por riesgo), pero debe hacerse una prueba de hipótesis utilizando la  $t$  de Student para estudiar la significación de los parámetros, es decir, aceptarse que los verdaderos valores de los parámetros estimados son distintos de cero; y su igualdad a los valores teóricos. Los estadísticos que se utilizan son similares al empleados en el contraste del CAPM para series temporales:

$\frac{g_0 - H_0}{S_{g_0}}$  y  $\frac{g_1 - H'_0}{S_{g_1}}$  pero  $g_0$  y  $g_1$  son estas estimaciones puntuales de la ordenada y la pendiente,  $H_0$  y  $H'_0$  son los valores de la hipótesis nula en cada caso,  $S_{g_0}$  y  $S_{g_1}$  son las estimaciones insesgadas de la desviación de los estimadores (ordenada y pendiente). Los estadísticos siguen una distribución  $t$  de Student con  $n - k$  grados de libertad, siendo  $n$  el número de títulos y  $k$  el número de parámetros estimados (ordenada y pendiente de ajuste).

<sup>275</sup> También puede hacerse la propuesta en excesos sobre el tipo sin riesgo, tal como se expuso en la cita anterior.

<sup>276</sup> GÓMEZ-BEZARES F., MADARIAGA J. A. y SANTIBAÑEZ J. (1995), *op.cit.* pp. 557-582.

$X$  = matriz que contiene a las variables explicativas formada por dos vectores columna  $[1_g; b]$ .

$\gamma$  = vector columna que contiene los parámetros  $\gamma$ ;  $\delta$ .

Así mismo, es necesaria la especificación de las hipótesis de comportamiento de los términos o perturbaciones aleatorias del modelo, por lo cual se tiene:

$$w \rightarrow DN_g[0_g, \Sigma_{ww}]$$

Donde:

$\Sigma_{ww}$  = matriz  $g \cdot g$  de varianzas y covarianzas contemporáneas de las perturbaciones aleatorias, donde el elemento general de la misma es  $\sigma_{ij}$ . Es cuadrada, simétrica y definida positiva.

En este caso se trata de una matriz de varianzas y covarianzas no escalar, debido a la presencia de perturbaciones heteroscedásticas<sup>277</sup> y autocorrelacionadas<sup>278</sup>.

También, la variable explicativa y las perturbaciones aleatorias no son independientes, lo que significa que la matriz de covarianzas entre ambos vectores de variables es distinta de la matriz de ceros.

Si el CAPM es cierto, debe suceder:

$$\gamma = \bar{r}_0 \quad \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0)$$

Los modelos de corte transversal tienen una característica especial que se refiere a la dificultad adicional asociada a la estimación del mismo. Efectivamente, permiten demostrar que las pendientes teóricas que resultan son aleatorias, ya que dependen del promedio de rentabilidad de la cartera. Esa fuente de aleatoriedad debe ser considerada en la varianza del estimador del premio, considerando la variabilidad de la rentabilidad del mercado a lo largo del periodo de contraste analizado.

---

<sup>277</sup> Debido al riesgo específico de los títulos.

<sup>278</sup> Ocasionadas por la existencia de relaciones cruzadas entre los riesgos de los títulos.

La metodología explicada en el apartado anterior resuelve implícitamente esta situación, porque al ser estimados los coeficientes del modelo para cada momento  $t$ , se obtiene una estimación conjunta para el periodo de contraste del CAPM. Por tanto, si el procedimiento de cálculo de la varianza del estimador para el periodo en su conjunto se realiza, ya sea según lo establecido por Fama y MacBeth (1973) (a partir de las series históricas de estimadores para cada momento  $t$ ), o bien a partir del método de los MCP indicado en el apartado anterior, (que también considera la serie histórica, aunque con las correspondientes ponderaciones), el efecto de la rentabilidad del mercado recogida en cada estimación de  $t$  y, por tanto, el efecto de la variabilidad del mercado, ya es considerado al calcular la varianza del estimador conjunto. Esta situación fue señalada por Black, Jensen y Scholes (1972)<sup>279</sup> y se conoce como problema de los coeficientes aleatorios y las consecuencias con importantes en este contraste<sup>280</sup>.

Para el contraste de corte transversal sin medias, han planteado diversas soluciones a los problemas relacionadas con la estimación del CAPM, primero plantearon como métodos de contrastación los siguientes: MCO y MCG, pero estos no ofrecen estimadores que garanticen las propiedades adecuadas, aunque es importante hacer la salvedad que MCG garantiza que los estimadores consideren todos los problemas, pero además se debe tener en cuenta el efecto de los coeficientes aleatorios. La otra alternativa planteada es el método MV, propuesto por Litzenberger y Ramaswamy (1979)<sup>281</sup>. Estas son soluciones parciales porque realmente no consideran las relaciones cruzadas entre las perturbaciones aleatorias y tampoco el problema de los coeficientes aleatorios.

Otra opción que permite hacer el contraste atendiendo al problema de los errores de estimación en las betas y el de los coeficientes aleatorios, así como la heteroscedasticidad y autocorrelación, cuidando la propiedad de consistencia en  $n$ , es utilizar el estimador de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG), metodología propuesta por Shanken (1992)<sup>282</sup> y calcular la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas a partir de una expresión

---

<sup>279</sup> *Op. cit.* 79-121.

<sup>280</sup> El análisis empírico del CAPM obliga a utilizar una aproximación de la rentabilidad de mercado que es aleatoria, por lo cual los resultados están condicionados a dichos valores aleatorios. Por ello, es necesario hacer la restricción equivalente a  $E(r_i) = r_0 + [E(r_m) - r_0]\beta_i$  sobre los rendimientos esperados condicionales y este proceso ocasiona que las pendientes de los modelos empíricos de corte transversal sean aleatorias, al ser en función de  $r_m$ .

<sup>281</sup> *Op. cit.* pp.163-195.

<sup>282</sup> SHANKEN J. (1992). "On the estimation of beta-pricing models". *Management science*, pp. 277-293.

corregida. En este sentido, los estimadores de los parámetros por el método de MCG para el modelo  $\bar{r} = X\gamma + w$  son:

$$g = (X' S_{\varepsilon\varepsilon}^{-1} X)^{-1} (X' S_{\varepsilon\varepsilon}^{-1} \bar{r}); \text{ siendo } S_{\varepsilon\varepsilon}^{-1} = \frac{1}{n} S_{\varepsilon\varepsilon}$$

Donde:

$S_{\varepsilon\varepsilon}$  = estimación de la matriz  $g \cdot g$  de varianzas y covarianzas contemporáneas de las perturbaciones aleatorias corregidas por los grados de libertad, donde el elemento general de la misma es  $s_{ij}$ , la cual es calculada a partir de los residuos obtenidos mediante los Modelos de Mercado estimados en la primera etapa o periodo de estimación. Es cuadrada, simétrica y definida positiva. En cualquier caso, obsérvese cómo en la expresión anterior aparece la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos medios, ya que el modelo empírico está expresado en promedios para un periodo considerado. Por tanto, la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores viene dada por:

$$S_{gg} = \frac{1}{n} (X' S_{\varepsilon\varepsilon}^{-1} X)^{-1} \left( 1 + \frac{d^2}{S_m^2} \right) + \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \frac{S_m^2}{n}$$

Donde:

$d$  = estimación del premio por riesgo obtenida mediante la determinación de los estimadores de los parámetros.

$S_m^2$  = estimador consistente de la varianza de la rentabilidad de la cartera de mercado.

En la matriz de varianzas y covarianzas el cociente entre el cuadrado del premio estimado y la varianza de la rentabilidad del mercado, surge debido a los errores de estimación en las betas y también a la varianza del coeficiente angular, se le suma el efecto de la variabilidad media del mercado para considerar el problema de los coeficientes aleatorios.



## 2.6.2 CAPM: estado de la cuestión en la actualidad

Existe abundante evidencia empírica del contraste del CAPM como modelo unifactorial. A pesar de que se haya criticado su validación, por una parte debido a los problemas econométricos que se presentan, y por otra parte porque se han señalado que existen otros factores de riesgo<sup>283</sup> que pueden explicar las variaciones de la rentabilidad, tal como las variables macroeconómicas,<sup>284</sup> aún sigue en vigencia el modelo unifactorial del CAPM y especialmente el destacado uso de los beta en el campo económico-financiero.

Al respecto, es importante destacar el trabajo realizado por Jagannathan R. y Wang Z (1996),<sup>285</sup> quienes señalaron que la mayoría de estudios empíricos del CAPM son estáticos, porque suponen que los beta se mantienen constantes en el tiempo y que la rentabilidad sobre el valor ponderado de la cartera es un indicador de la rentabilidad o de riqueza total. Ellos contrastaron el CAPM como un modelo multifactorial y consideraron en su contraste el ámbito intertemporal y condicional. Además consideran que la realidad de los mercados financieros es dinámica, por lo que proponen un modelo multifactorial en el que los beta y las primas por riesgo varían a lo largo del tiempo.

Así mismo, se destaca el trabajo de Lettau M. y Ludvigson S. (2001),<sup>286</sup> quienes exploran la posibilidad de hacer contrastes en forma conjunta desde el enfoque unifactorial y multifactorial del CAPM. Hicieron énfasis en la versión condicional (multifactorial) del CAPM, para explicar el contraste de corte transversal (cross-seccional) de la rentabilidad promedio de las acciones. El punto central del enfoque empleado fue el uso del registro de la rentabilidad como variable condicionante. Demuestran que tales modelos condicionales explican mucho mejor las variaciones de la rentabilidad que las especificaciones condicionales.

---

<sup>283</sup> Modelo multifactorial APT propuesto por Ross en 1976, el cual señala que la rentabilidad de los distintos activos puede ser explicada por un conjunto de factores de riesgo sistemático no observables y comunes a todos los activos. a partir de la matriz de varianzas y covarianzas de las rentabilidades de los activos, se obtienen los distintos factores de riesgo mediante técnicas multivariantes.

<sup>284</sup> En la aproximación teórica se interpretan los factores de riesgo como factores macroeconómicos, como el modelo de Chen, Roll y Ross en 1986, o como carteras de activos basadas en características específicas de las empresas, tamaño y ratio *book to market*, tal y como establecen Fama y French en 1993.

<sup>285</sup> JAGANNATHAN R. y WANG z. (1996). "The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns" *The Journal of Finance*, 51, pp. 3-53.

<sup>286</sup> LETTAU M. y LUDVIGSON S. (2001). "Resurrecting the (C)CAPM: A Cross-Sectional Test When Risk Premia Are Time-Varying" *Journal of Political Economy*, volumen 109, número 6, pp. 1238-1287.

Por su parte Fernández V. (2003)<sup>287</sup> centró su trabajo en la estimación del (CAPM a series de tiempo diferentes para el mercado de valores de Chile).<sup>288</sup> La muestra fue compuesta por 24 acciones que se negociaron activamente en la Bolsa de Comercio de Santiago durante el período 1997-2002. Señaló que el activo básico del CAPM establece que la prima de riesgo de un activo individual es igual a su beta veces la prima de riesgo en la cartera de mercado; beta mide el grado de co-movimiento entre el retorno del activo y el retorno de la cartera del mercado. También señaló que en los últimos años, el CAPM ha sido cuestionado por varios estudios empíricos. Una corriente de la literatura ha creado modelos de fijación de precios de los activos que permiten ver a beta como una variable en el tiempo, una prima de riesgo variable en el tiempo en la cartera de mercado, o ambas cosas. Fernández en su trabajo se encontró con pruebas en apoyo del CAPM en un horizonte de mediano plazo. Analizó el impacto de la serie de tiempo en el cálculo del valor en riesgo y concluyó que el riesgo se concentra en las frecuencias más altas de los datos.

También se encontró el trabajo realizado por Hung, D. C-H. and Shackleton, M. and Xu, X. (2004)<sup>289</sup> que analizaron las variables que explican el contraste de corte transversal (*cross-sectional*) de los rendimientos de las acciones del Reino Unido. Señalaron que estudios previos han encontrado que el beta del CAPM tiene un poder explicativo moderado o incluso insignificante, una vez que los factores considerados por Fama y French son incluidos. Sin embargo, ellos utilizaron diferentes primas de riesgo (por encima y por debajo de la rentabilidad del mercado) y emplearon la misma metodología que Pettengill, Sundaram y Mathur (1995). Se encontraron con que beta es muy importante en la explicación del contraste de corte transversal (*cross-sectional*), de los rendimientos de las acciones del Reino Unido y lo más importante, sigue siendo significativa, incluso cuando los factores considerados por Fama y French se incluyen en las regresiones de corte transversal.

---

<sup>287</sup> FERNÁNDEZ V. (2003). "The CAPM and value at risk at different time scales" *International Review of Financial Analysis*, Volume 15, número 3, pp. 203-219.

<sup>288</sup> Utilizó el análisis de Wavelet, el cual es un refinamiento del análisis de Fourier que se desarrolló a finales de 1980. Fernández señala que es una poderosa herramienta para la descomposición de series temporales de datos en componentes ortogonales con diferentes frecuencias. Cada frecuencia se localiza en el dominio del tiempo, lo que hace posible cuantificar las correlaciones entre las series de tiempo en diferentes horizontes temporales.

<sup>289</sup> HUNG, D. C-H y SHACKLETON M. y Xu, X. (2004). "CAPM, Higher Co-moment and Factor Models of UK Stock Returns" *Journal of Business Finance & Accounting*, volumen 31, número 1-2, pp. 87-112.

Por otra parte, Fama E. y French K. (2004)<sup>290</sup> por cuanto señalaron que la atracción del CAPM es que ofrece una agradable, poderosa e intuitiva base para la predicción acerca de cómo medir el riesgo y la relación entre el rendimiento esperado y el riesgo. Desafortunadamente, la evidencia empírica del modelo es pobre, para invalidar la forma en que se utiliza en las aplicaciones. Los problemas empíricos del CAPM es posible que reflejan fallas teóricas, que son el resultado de muchos supuestos simplificadores. Pero pueden también ser causado por dificultades en la ejecución de las pruebas de validez del modelo. Por ejemplo, el CAPM dice que el riesgo de una acción se debe medir en relación con un amplio "portafolio de mercado" que, en principio, puede incluir no sólo activos que se negocian financieramente, sino también bienes de consumo duraderos, bienes raíces y capital humano.

En otro documento preparado por Fama E. y French K. (2006),<sup>291</sup> examinan cómo las primas de valor varían con el tamaño de la empresa, si el CAPM explica las primas de valor, y sí, en general, los retornos promedio compensan  $\beta$  de la manera prevista por el CAPM. Señalan que Loughran en 1997 evidencia una débil prima de valor entre las grandes empresas en especial para 1963 a 1995 en acciones del mercado de EEUU y del ratio *book to market* como indicador de crecimiento. Citan el trabajo de Ang y Chen en 2005, donde evidencia de que el CAPM puede explicar las primas de valor de EE.UU especialmente entre 1926 a 1963. Finalmente, señalan que el problema más general del CAPM, es que la variación de  $\beta$  no está relacionada con el tamaño, y la característica del ratio *book to market* tampoco es apreciado a lo largo de 1926 a 2004.

## 2.7. Eficiencia fuerte. Estado de la cuestión en la actualidad

Esta hipótesis supone que los precios bursátiles reflejan tanto la información pública disponible y conocida por todos los inversores como la información privilegiada que podrían poseer los gestores de la empresa es decir, muestra toda la totalidad de la información instantáneamente, tanto pública como privada. Esta eficiencia comprende las

---

<sup>290</sup> FAMA E. y FRENCH K. (2004). "The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence" *Journal of Economic Perspectives*, Volumen 18, número 3, pp. 25–46.

<sup>291</sup> FAMA E. y KENNETH R. F. (2006). "The Value Premium and the CAPM" *The Journal of Finance*, volumen 61, número 5, pp. 2163–2185.

informaciones que son difíciles de ser verificadas, o aquella información que es más costosa de ser obtenida.

Además, supone que toda la información pública disponible es la histórica y la referente a los futuros planes de expansión publicitados por las empresas, prácticamente no debería existir información privilegiada. Sin embargo, no es fácil entender el funcionamiento de las empresas y de los mercados. Por esto, los analistas financieros siempre tienen la disyuntiva de cuáles acciones comprar o vender y esta posición apoya la HEM.

No obstante, esta hipótesis es compleja de comprobar por el inconveniente para observar el comportamiento de las transacciones privadas basadas en información disponible, es decir, se presenta la dificultad de comprobar que los operadores en un mercado posean información privilegiada que les permita obtener una clara rentabilidad extraordinaria.

Aunque muchos investigadores sostengan que los estudios realizados hasta la fecha no permiten sostener la hipótesis de la eficiencia en su forma fuerte, otro estudio realizado por Jaffe en 1974, citado por Weston y Copeland (1995),<sup>292</sup> demuestra que el personal interno de las corporaciones obtiene rendimientos anormales y que el modelo fuerte de la eficiencia de mercado debería ser rechazado. Esta conclusión la fundamentó con un estudio hecho al personal interno y demostró que ellos conocen información confidencial y podrían obtener o no, rendimientos anormales. Descubrió que los rendimientos de acciones siguientes a períodos de negociaciones internas aumentaban más del 3%. Estos rendimientos fueron considerados estadísticamente significativos para rechazar la hipótesis de la eficiencia fuerte de los mercados.

En este sentido Poveda F.F. (2004)<sup>293</sup> afirmó que las fronteras existentes entre un reflejo contable neutral y un reflejo oportunista tienen contornos borrosos que dificultan su discriminación por parte de analistas y auditores y estas actuaciones conocidas como *earnings management*,<sup>294</sup> ocurren con bastante frecuencia en los mercados financieros e

---

<sup>292</sup> WESTON J. y COPELAND T. (1995). *op. cit.* 115.

<sup>293</sup> POVEDA F.F. (2004). "Earnings Management vs Transparencia Informativa". *Análisis Financiero*, N° 94, pp. 100-106.

<sup>294</sup> Se refiere a las actuaciones de los directivos de la empresa cuando tratan de mantener a su favor el máximo grado de ventaja informativa o influyen sobre los resultados públicos, para así contar con un margen de actuación oportunista

inciden en la transparencia informativa y además, esta afirmación fue apoyada por las investigaciones realizadas por Wahlen en 1999; Fiel, Lys y Vincent en el 2000; Burgstahler y Dichev en 1997; Levitt en 1998; Degeorge, Patel y Zeckhauser en 1999; Das y Zhang en 2003; que han sido citados por Poveda.

Todos ellos, han estudiado la posible existencia de comportamientos oportunistas aplicados sobre los resultados publicados por las empresas que cotizan sus valores en bolsa, con el objeto de superar ciertos umbrales que, a veces constituyen un marco de referencia para los inversores. Poveda, también afirma que la transparencia puede reducir asimetrías de información entre directivos e inversores y también reduce las prácticas del *earnings management*, permitiendo a los inversionistas tomar decisiones eficientes, pero esto solo se podría lograr a través de penalizaciones a las empresas y directivos en las que se pueda descubrir que se ha practicado el referido *earnings management*.

Al respecto, también se piensa que la transparencia de un mercado es responsabilidad del gobierno de cada país, porque debe existir un marco jurídico vigente que se ejecute adecuadamente para así garantizarla. Esto no quiere decir que existan mercados que carezcan de normas jurídicas que los regule, sino que estén acompañados de eficientes mecanismos de control, supervisión y sanción sobre los responsables de velar por esa transparencia: desde funcionarios del ministerio de finanzas, economía o hacienda, comisiones nacionales de valores, corredores e intermediarios, bancos de inversión, bolsas de valores hasta las empresas, entre otras instituciones.

Por lo antes mencionado, se considera pertinente comentar que los mercados de valores objeto de estudio, cuentan con un organismo oficial como es la Comisión Nacional de Valores,<sup>295</sup> que se encarga de la promoción, supervisión y control del mercado de valores, con base en la ley de mercado de capitales, ley financiera o ley de mercados de valores de cada país.

---

sin que sea conocida por los inversores. Esto crea asimetrías de información entre directivos, analistas e inversores, situación que está en contra de la HEM.

<sup>295</sup> El origen de estas comisiones de valores fue consecuencia del crack de 1929 o jueves negro, ocurrido en Nueva York. La función principal de estas comisiones es velar por el resguardo de los intereses de los inversionistas y accionistas de las empresas, principalmente los minoritarios.

A continuación, se reseñan algunas regulaciones jurídicas relacionadas con la protección del inversionista, obligaciones de las empresas en la presentación y publicación de información financiera e interna de las mismas, prohibición del uso de información privilegiada y sanciones establecidas, en los mercados en estudio.

En este sentido, Crespo R.M. (2004)<sup>296</sup> hace referencia a los artículos 38 y 39 de la Ley Financiera española. El primero impone a las empresas de servicios de inversión, entidades de crédito, instituciones de inversión colectiva, emisores, los analistas de inversiones en valores e instrumentos financieros y en general, a todas las personas o entidades que ejerzan de forma directa o indirecta, actividades relacionadas con los mercados de valores que en ningún caso deben realizar prácticas para provocar una evolución artificial de las cotizaciones, multiplicar transacciones de forma innecesaria y sin beneficio para el cliente. Igualmente prohíbe a toda persona que posea información privilegiada, hacerla pública, comunicarla o hacer recomendaciones, sabiendo que esta influiría en la cotización en un mercado o en la contratación; siendo su deber comunicarla y colaborar con las autoridades<sup>297</sup> para evitar que la información pueda ser objeto de uso desleal.

Mientras que el artículo 39 de la Ley Financiera hace referencia a la manipulación de cotizaciones y por esto se ha incorporado un nuevo precepto en la Ley del Mercado de Valores de España, que impone el deber a toda persona o entidad que actúe o se relacione en el mercado de valores de abstenerse de preparar o realizar operaciones u órdenes que falseen la libre formación de precios, prácticas para concertar precios que sean anormales o artificiales, operaciones u órdenes que empleen engaño o maquinación, difusión a través de medios de comunicación e Internet u otro medio, de información que pueda proporcionar indicios falsos o engañosos, incluida la propagación de rumores y noticias falsas o engañosas.

Por su parte en Méjico, las operaciones realizadas en los mercados financieros están reguladas por la Ley de Mercado de Valores, que es el organismo oficial cuya responsabilidad es vigilar y controlar el mercado, y la Comisión Nacional Bancaria y de

---

<sup>296</sup> CRESPO R.M. (2004). "La transparencia en la información financiera de las empresas cotizadas". *Análisis financiero*, Nº 94, pp. 10-27.

<sup>297</sup> Ministerio de Economía y Hacienda y Comisión Nacional del Mercado de Valores CNMV.

Valores (CNBV), que cuenta con su propia ley<sup>298</sup> y normativa interna. La referida ley establece en su artículo 4, numeral XXI que la CNBV tiene la facultad conferida por la Ley de Mercado de Valores en su artículo 2 numeral VII<sup>299</sup>, de establecer disposiciones necesarias relativas a la forma y términos en que las sociedades emisoras que dispongan de información privilegiada, tienen la obligación de hacerla de conocimiento del público. Las leyes antes mencionadas, regulan la información que debe ser publicada acerca de la contabilidad, resultados financieros y de gestión empresarial de las empresas emisoras. Sobre las infracciones y prohibiciones del mercado y de los delitos por la posesión y uso de la información privilegiada, se establecen en el título XIV de la Ley de Mercados de Valores.

Mientras que en Venezuela, las operaciones bursátiles también están reguladas por la Ley de Mercados de Capitales, siendo la Comisión Nacional de Valores (CNV), el organismo público bajo la tutela administrativa del Ministerio del Poder Popular para Economía y Finanzas, encargado de promover, regular, vigilar y supervisar el mercado de capitales.

La referida Ley establece deberes que deben cumplir tanto la CNV, la Bolsa de Valores y las empresas, referentes a la publicación de información de índole financiera y de gestión empresarial que pueda incidir directamente en los precios del mercado.<sup>300</sup>

Asimismo, prohíbe a los corredores de bolsa hacer operaciones simuladas, sin transferencia de valores o liquidación fuera de la dependencia oficial de la bolsa de valores, esto con el propósito de evitar que las mismas den lugar a manipulación de las cotizaciones por parte de estos funcionarios.

También, estipula la expulsión del funcionario por parte de la bolsa de valores, previa autorización de la CNV, que incumpla lo antes comentado. Igualmente, prohíbe a los corredores cualquier práctica ilegítima o dolosa que pueda ser utilizada para distorsionar la fijación de los precios o que altere el libre juego de la oferta y la demanda. Igualmente,

---

<sup>298</sup> Ley de la Comisión Nacional Bancaria y de Valores. Última actualización de fecha 15/06/2007. [http://www.cnbv.gob.mx/seccion.asp?sec\\_id=10&com\\_id=0](http://www.cnbv.gob.mx/seccion.asp?sec_id=10&com_id=0)

<sup>299</sup> Ley del Mercado de Valores. Última actualización de fecha 28/06/2007. [http://www.cnbv.gob.mx/seccion.asp?sec\\_id=10&com\\_id=0](http://www.cnbv.gob.mx/seccion.asp?sec_id=10&com_id=0)

<sup>300</sup> Ley de Mercado de Capitales. Gaceta oficial N° 36.565 de fecha 22/10/1998. Decretada por el Congreso de la República de Venezuela. Véanse entre otros, los artículos 25, 27, 39.

contempla las sanciones administrativas bajo la figura de multa al incumplimiento de lo estipulado en la referida Ley.<sup>301</sup>

Igualmente, la CNV venezolana cuenta con la normativa relativa a la transparencia de los mercados de capitales<sup>302</sup> que establece la obligación por parte de las empresas de publicar de forma inmediata, acontecimientos o situaciones que puedan influir en la cotización de los valores emitidos por ellas ante el mercado de valores.

Claramente, se puede decir que mientras no se haya hecho pública esta información se considera información privilegiada y por tanto, la misma ley establece que mientras esto ocurra, los directores, administradores, gerentes, comisarios, auditores, representantes legales entre otros, deben mantener bajo estricta reserva dicha información hasta tanto se haga pública. Al respecto, la CNV venezolana puede adoptar medidas necesarias para evitar que alguno de estos funcionarios utilice la información privilegiada. Igualmente esta normativa regula la utilización de la referida información privilegiada, prohíbe su manipulación y en caso de que se verifique su uso, la sanciona.

Considerando lo antes expuesto, se cree que aunque existan normas jurídicas y códigos de ética o conducta, quien cuente con la información privilegiada podría ocultarla incluso utilizarla sin ser descubierto, por tanto pareciera ser que la eficiencia de los mercados en su forma fuerte es difícil de comprobar.

De hecho, la posesión y uso de información privilegiada ha sido una de las causas que ha desencadenado los conocidos y otros no muy conocidos, fraudes financieros en el mundo. Por ejemplo el fraude financiero de la empresa Enron en los Estados Unidos en el 2001; el problema de la crisis del mercado de hipotecas *subprime*<sup>303</sup> y su relación con el presidente de Countrywide Financial (NYSE CFC), quien ha sido investigado por la venta masiva de 130 millones de acciones de esa entidad en el primer semestre de 2007 antes de

---

<sup>301</sup> *Ibid.* Artículos 95, 97, 108 y 136.

<sup>302</sup> <http://www.cnv.gob.ve/LeyesNormas/Normas/040-99.pdf> Normativa relativa a la transparencia de los Mercados de Capitales. Gaceta Oficial N° 37650, de fecha 26/02/1999.

<sup>303</sup> Tipo de hipoteca creada en los Estados Unidos, que era ofrecida por los bancos a aquellos clientes con escasa solvencia, probablemente personas sin ingresos fijos, empleo fijo ni propiedades. La cruda realidad era que poseían un alto nivel de riesgo de impago, superior a la media del resto de créditos. Los bancos transfirieron estas hipotecas a fondos de inversión o planes de pensiones. Esto ocurre, porque la deuda puede ser objeto de venta y transacción económica mediante la compra de bonos o titularizaciones de crédito, los cuales se comenzaron a negociar en los mercados financieros, en el ámbito nacional e internacional, siendo esta información desconocida por los inversores.



que se hicieran públicas las dificultades del grupo.<sup>304</sup> Así mismo, constantemente ocurren denuncias realizadas por supervisores bursátiles sobre fraudes por el uso de información privilegiada, por ejemplo la denuncia en Francia, en contra de 21 directivos por vender acciones antes de la crisis de la compañía Airbus, obteniendo ganancias millonarias en plusvalías, días antes de que la empresa diera a conocer graves desajustes industriales en la fabricación del avión gigante A-380.<sup>305</sup>

Asimismo, se considera que no es suficiente que las sanciones estén enmarcadas únicamente en multas como lo hacen algunos mercados, dado que los resultados positivos que pueda obtener un corredor o un inversionista en un momento determinado, producto de uso de información privilegiada, pudiese compensar la sanción; quedando vulnerada la transparencia del mercado.

En conclusión, la sanción debe trascender a la responsabilidad civil y penal de las personas que actúan en un mercado de valores y consideramos ejemplar la orden de prisión impuesta a 8 directivos, entre los cuales se encuentra el propietario de la agencia de valores Gescartera Dinero por generar un agujero patrimonial de más de 50 millones de euros que afectó cerca de 4.000 inversores.<sup>306</sup>

Para finalizar, se hace la salvedad de que a pesar de la existencia de estudios que se han acercado al estudio de la eficiencia en su forma fuerte, en el presente trabajo sólo se abordó la misma de forma teórica.

---

<sup>304</sup> <http://moneyweekes.com/claves-para-aumentar-el-atractivo-en-las-bolsas-latinoamericanas/>. Fecha de consulta: 26 de marzo de 2008.

<sup>305</sup>Noticia del Diario el País "Francia denuncia un "fraude masivo" por uso de información privilegiada en EADS". [http://www.elpais.com/articulo/economia/Francia/denuncia/fraude/masivo/uso/informacion/privilegiada/EADS/elpepuec/20071004elpepieco\\_2/Tes](http://www.elpais.com/articulo/economia/Francia/denuncia/fraude/masivo/uso/informacion/privilegiada/EADS/elpepuec/20071004elpepieco_2/Tes). Fecha de la consulta: 26 de marzo de 2008.

<sup>306</sup> Noticias Terra. "Cronología del caso Gescartera" [http://actualidad.terra.es/nacional/articulo/cronologia\\_gescartera\\_caso\\_2347959.htm](http://actualidad.terra.es/nacional/articulo/cronologia_gescartera_caso_2347959.htm). Fecha de consulta: 28 de marzo de 2008.



## Capítulo III. Rentabilidad, Riesgo y Eficiencia del mercado, enfoque empírico.

El capítulo III corresponde al estudio práctico del trabajo el cual se estructura en 4 apartados: 3.1. Rentabilidad 3.2. Riesgo y Modelo de Mercado 3.3. Pruebas de eficiencia débil. 3.4. Pruebas de eficiencia semifuerte.

### 3.1. Rentabilidad

Para estudiar la rentabilidad, se ha seleccionado una muestra de títulos individuales de renta variable para los mercados de valores estadounidense, español y mejicano. Estos títulos pertenecen a distintos sectores de actividad económica. La muestra intencional es de 20 títulos por cada mercado, y el período de estudio es 10 años. Se hace la salvedad, que en este apartado se ha dejado de incluir el mercado venezolano, debido a la limitación para obtener las cotizaciones de las empresas que allí se negocian, pues en su oportunidad se solicitó esa información directamente a la Bolsa de Valores de Caracas, pero la misma se obtuvo de manera incompleta.

Para la selección de esta muestra, se comprobó que los títulos han cotizado, de manera ininterrumpida desde diciembre de 1999 hasta diciembre de 2009 (1999:12-2009:12), y además están incluidos en el índice bursátil más representativo del mercado.

Las bases de datos están compuestas por el precio de cierre mensual de cada acción o título individual, ajustado por ampliaciones, *splits* y dividendos; y la cotización mensual de los índices bursátiles más importantes de cada país. El número de datos<sup>307</sup> de cada serie, tanto de los precios de cierre mensuales de cada empresa seleccionada, como del precio de cierre de cada índice bursátil es de 121 cotizaciones.

Para representar cada mercado, se consideraron los índices bursátiles siguientes: Standard and Poor's 500 ( $S\&P_{500}$ ), Standard and Poor's 100 ( $S\&P_{100}$ ) de la bolsa de Nueva York; Índice General de la Bolsa de Madrid (IGBM) e Iberia Index ( $IBEX_{35}$ ) del mercado español; e Índice de precios y Cotizaciones de la Bolsa Mejjicana de Valores (IPC).

---

<sup>307</sup> Se refiere al número de cotizaciones mensuales que contiene la serie de cada empresa y de cada índice bursátil.

Una vez seleccionados y ordenados los distintos activos, se calcularon las rentabilidades (variaciones relativas de dos precios consecutivos mensuales de cada título y del mercado)<sup>308</sup> empleando la siguiente fórmula:

$$R_t = \frac{p_t - p_{t-1}}{p_t}$$

Donde:

$R_t$ : Rentabilidad del período (día, mes, trimestre, semestre, año)

$p_t$ : Precio al fin del período de la acción.

$p_{t-1}$  = Precio al inicio del período de la acción

También se calculó la rentabilidad anualizada de cada título y del mercado. La misma fue estimada a partir de las rentabilidades mensuales y se utilizó la siguiente expresión:

$$\left[ \left( 1 + \frac{\bar{X}r}{100} \right)^t - 1 \right] * 100 \quad (309)$$

### 3.1.1 Principales hitos en las economías analizadas durante el período 2000-2009.

Este apartado contiene la representación gráfica de la rentabilidad de los índices:  $S\&P_{500}$ ,  $IGBM$ ,  $IPC$  e  $IBC$  del período comprendido entre enero de 2000 hasta diciembre de 2009, y tiene como finalidad identificar los acontecimientos más importantes que originaron picos positivos o negativos importantes en cada mercado<sup>310</sup>.

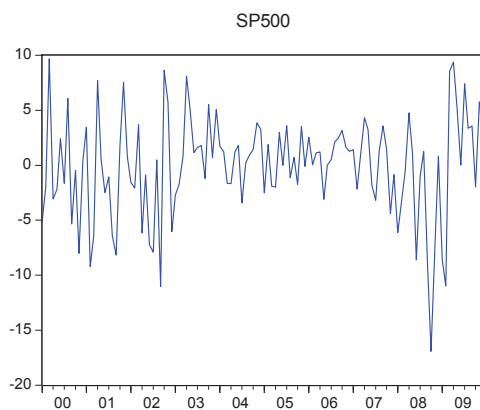
<sup>308</sup> Vid. apéndices A, B y C al final del presente trabajo. Allí se encuentran de las rentabilidades mensuales del período enero 2000 hasta diciembre de 2009, son la base para el Modelo de Mercado y la contrastación del CAPM que se presentan más adelante.

<sup>309</sup>  $\bar{X}r$  = representa la media aritmética de la rentabilidad mensual durante el período enero de 2000 hasta diciembre de 2009;  $t$  representa el promedio del número de meses por cada año que se negociaron las acciones en la bolsa. Este procedimiento se hizo simplemente para hacer una descripción de las empresas y su mercado.

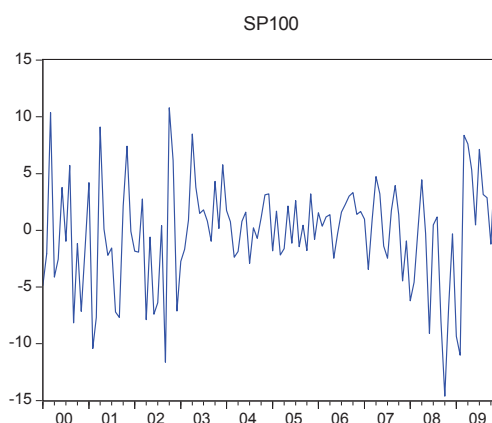
<sup>310</sup> Cabe recordar que se incluye el índice bursátil del mercado venezolano porque fue la única serie que se obtuvo.

A continuación se presentan el Gráfico 2 y Gráfico 3, las rentabilidades mensuales de los índices:  $S\&P_{500}$  y  $S\&P_{100}$  que representan el mercado estadounidense.

**Gráfico 2: Rentabilidad mensual del  $S\&P_{500}$**



**Gráfico 3: Rentabilidad mensual del  $S\&P_{100}$**



Entre los eventos ocurridos en los Estados Unidos con repercusión en la economía, durante el período 2000-2009, se resaltan en orden cronológico los siguientes:

- Durante el período 1996-2001 estuvo en la presidencia de los Estados Unidos, William Jefferson “Bill” Clinton. Desde el 20 de enero de 2001 hasta el 2004, y desde 2004 hasta enero de 2009, estuvo en la presidencia de los Estados Unidos, George W. Bush, quien fue reelecto consecutivamente. En junio de 2001 es fuertemente criticado a nivel mundial por rechazar de manera contundente el

Protocolo de Kioto<sup>311</sup>, alegando que perjudicaba el crecimiento económico de los Estados Unidos.

- La burbuja tecnológica o Burbuja.com, inició en 1997, se desarrolla entre 1997 y 2001, es decir, durante el mandato de Bill Clinton. Comenzó por la corriente especulativa que se presentó por el aumento o sobrevaluación de las acciones asociadas al sector de Internet, producto del desarrollo de las tecnologías informáticas y de telecomunicaciones que hizo que los mercados financieros se fueran globalizando e intercomunicando de manera global e interdependiente. Esta burbuja ocasionó la caída del mercado de Estados Unidos y todas las bolsas mundiales en octubre de 2002. Estas burbujas representan un desafío para la teoría económica, porque aunque dentro de sus causas está la especulación, algunas veces son desconocidas o imprevisibles. Algunas de estas burbujas se han iniciado en ausencia de especulación e incertidumbre y por ello, muchos investigadores señalan que son causadas por procesos de coordinación de precios. Si esto fuese cierto, sería una forma de invalidar racionalmente la HEM.
- Atentado del 11 de septiembre de 2001 que aparte de las pérdidas humanas, ocasionó el desplome, caídas pronunciadas o fuerte reacción en las bolsas mundiales y fue la consecuencia más inmediata de los atentados. De hecho, *Wall Street* permaneció cerrada durante 4 días, volviendo a operar el 17 de septiembre de 2001. Los sectores más afectados fueron aquellos relacionados al turismo (aerolíneas, hoteles) y el sector de seguros, quienes de entrada afrontaron y asumieron en sus estados financieros, las indemnizaciones que tuvo que cubrir por el hecho de responder a la obligación contraída con los asegurados a través de las pólizas de seguros. El sector turismo porque se reduce la demanda.
- Tercera Guerra del Golfo Pérsico o invasión a Irak, a partir del 20 marzo de 2003 que se extiende hasta el 2004. Tras los atentados de septiembre de 2001, Estados Unidos anuncia la necesidad estratégica de invadir a Irak con el objetivo de desmantelar a este país de armas de destrucción masiva.
- Aumento del precio del barril de petróleo durante el período 2004-2007. El precio del barril rondaba los 25 dólares a finales de 2003, a mediados del mes de agosto de 2005 estaba por encima de 60 dólares el barril y en septiembre de 2005, cerró

---

<sup>311</sup> Es un acuerdo internacional cuyo objetivo es reducir las emisiones de 6 gases provocadores del calentamiento global como son: dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>), gas metano (CH<sub>4</sub>) y óxido nitroso (N<sub>2</sub>O), además de 3 gases industriales fluorados: hidrofluorocarbonos (HFC), perfluorocarbonos (PFC) y hexafluoruro de azufre (SF<sub>6</sub>).

casi en 71 dólar el barril, y desde el 2005 hasta el primer semestre de 2008, el precio del petróleo se incrementó mes a mes, superando los cien dólares por barril.<sup>312</sup> La consecuencia inmediata fue el aumento del precio de la gasolina, materias primas y costos de producción en las empresas. Algunos atribuyen el aumento de los precios del petróleo a una corriente especulativa que podría terminar en una burbuja, dado que los especuladores se adelantaron a un crecimiento de la demanda (producto del gran crecimiento de China e India), y los países productores y exportadores de petróleo han disminuido la oferta para disparar los precios. Por otra parte, otros consideran que el aumento del precio del petróleo también es debido a huracanes que invadieron las costas de Méjico, donde están ubicadas las refinerías de los EEUU.

- Terremoto del Océano Índico del 26 de diciembre de 2004, conocido como el terremoto submarino de Sumatra-Andaman, el cual tuvo como epicentro la costa del oeste de Sumatra, Indonesia y generó una serie de *tsunamis* devastadores en las costas de la mayoría de los países del Océano Índico. Este fenómeno ocasionó grandes pérdidas humanas y materiales en comunidades costeras del sur y sureste de Asia, incluyendo a Indonesia, Sri Lanka, India, y Tailandia. Los países víctima de este desastre natural recibieron millonarias ayudas de distintos países y también recibieron ayudas individuales.
- Huracanes tropicales en las costas de Estados Unidos en agosto de 2005: el Huracán Katrina, el cual ocasionó daños en Florida, Bahamas, Luisiana y Misisipi. Este fenómeno interrumpió la producción, importación y el refinado de petróleo en el área del Golfo de Méjico, de donde proviene la décima parte del crudo que consume Estados Unidos y aproximadamente la mitad de la gasolina que se produce, así como parte del gas natural.
- Crisis alimentaria mundial en los países más pobres del mundo. Entre los motivos de esta crisis mencionamos: cosechas precarias, aumento de la demanda por biocombustibles en países desarrollados e incremento de la demanda por parte de la clase media que ha venido creciendo en países asiáticos especialmente, y han demandado mayor consumo de carne, y por tanto, de productos agrícolas; aumento del precio del petróleo lo cual ha encarecido los costos de fertilizantes y transporte

---

<sup>312</sup> Organización de Países Exportadores de Petróleo. [http://www.opec.org/opec\\_web/en/](http://www.opec.org/opec_web/en/) Fecha de la consulta: 15 de febrero de 2010.

de alimentos, materias primas y mercancías; inestabilidad e incertidumbre producida por especulaciones en el mercado de acciones.

- Segunda burbuja financiera, que tuvo su origen en la contracción del crédito que desató la crisis hipotecaria de los Estados Unidos en el 2007, y que causó la crisis económica de 2008 junto con el efecto contagio a las bolsas de valores del mundo. Algunos analistas opinan que el origen de la burbuja financiera del 2007, data del 2001, a raíz de la burbuja tecnológica y los atentados del 11 de septiembre, que desató nerviosismo en los inversionistas, fugas de capitales de inversión, tanto institucionales como familiares hacia los bienes inmuebles, junto con bajos tipos de interés. Especialmente en los Estados Unidos comenzaron a utilizar la compra – venta inmobiliaria con fines especulativos, porque estaban acompañadas de un elevado apalancamiento con el uso de las hipotecas, esto es: con la venta de un inmueble, era cancelada una hipoteca para volver a comprar otro inmueble con una nueva hipoteca, financiándose ambas operaciones mediante una hipoteca puente. Este negocio generaba muchas ganancias a los inversionistas, pero los tipos de interés y los precios de los inmuebles se dispararon y las deudas de quienes iban a comprar en ese momento también. Pues en el 2004, la Reserva Federal de los Estados Unidos, estableció como medida para controlar la inflación, el incremento de los tipos de interés. Según cifras oficiales de la Reserva Federal, desde el 2004 hasta el 2006 los tipos de interés subieron de 1% a 5,25%, y en este momento las consecuencias fueron: descenso sostenido del precio de la vivienda, traslado de la crisis inmobiliaria a la bolsa, primero en Estados Unidos, ya que el índice bursátil de la construcción estadounidense (*U.S. Home Construction Index*) cayó un 40% aproximadamente en el 2006.<sup>313</sup>
- En agosto de 2007, se produce el efecto contagio de la crisis inmobiliaria a los mercados bursátiles internacionales.
- En septiembre de 2007, comienzan a quebrar algunos bancos, y comienza a incrementarse el desempleo. Entre ellos tenemos: en Estados Unidos Internet Netbank, que fue absorbido por Internationale Nederlanden Groep, entidad que no garantizaba la totalidad de los depósitos. En Inglaterra el banco Northern Rock, que el gobierno británico decide nacionalizarlo para solucionar la crisis. Según informe

---

<sup>313</sup> Sistema de Reserva Federal de los Estados Unidos. <http://www.federalreserveonline.org/> Fecha de la consulta: 18 de febrero de 2010.



de la Reserva Federal, al término del año 2007, más de 1 de cada 5, entre las casi 3,6 millones de hipotecas de alto riesgo con interés variable, estaban en morosidad grave, es decir, tienen atrasos de pago de más de 90 días o estaba finalizando su proceso de ejecución. Realmente, esto originó desesperación de muchas familias endeudadas en Estados Unidos, que se vieron impulsadas a incendiar sus casas para cobrar el seguro y pagar al banco.

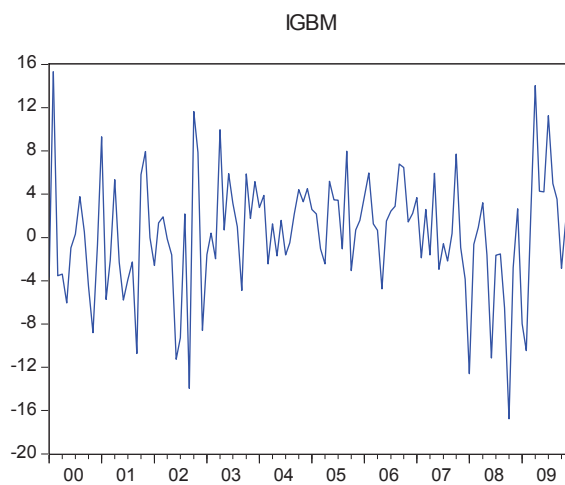
Se observa que el mercado estadounidense en su totalidad presenta un comportamiento irregular o aleatorio, con picos y caídas eventuales y de distintas magnitudes, que representan momentos críticos o prósperos de los mercados.

Las crisis que se han originado en los Estados Unidos u otros mercados emergentes como los asiáticos, han tenido efecto contagio posteriormente en el resto de bolsas de valores del mundo, de las cuales no escapa España, Méjico y Venezuela.

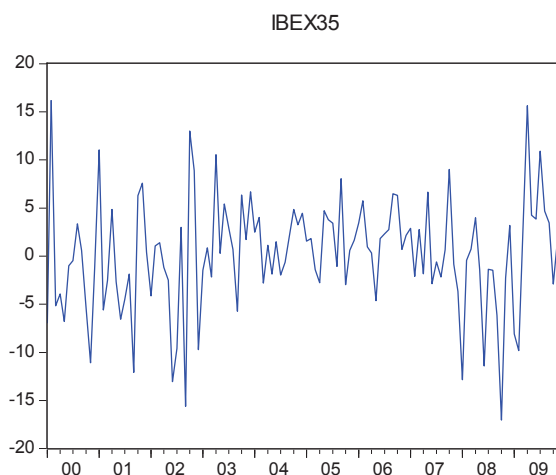
Seguidamente se muestra el Gráfico 4 y

Gráfico 5, que representan la rentabilidad mensual de los índices: IGBM e IBEX<sub>35</sub>, durante el período enero de 2000 hasta diciembre de 2009.

**Gráfico 4: Rentabilidad mensual del IGBM**



**Gráfico 5: Rentabilidad mensual del IBEX<sub>35</sub>**



Los eventos que han influido en el mercado de valores español, se describen a continuación:

- La presidencia estuvo en manos de José María Aznar López durante el período 2000-2004.
- Intensidad e incremento de la corriente migratoria, desde el año 2000, apoyada por las dos leyes de extranjería del año 2000 (04/2000 y 08/2000), mediante las cuales los extranjeros tuvieron derecho a asistencia sanitaria y educación. El aumento descontrolado continuó hasta el año 2003, a partir del cual el gobierno español impuso la exigencia de visa para la inmigración de latinoamericanos y poder moderar su ingreso a España. Durante estos dos años hubo crecimiento económico en España, centrado en el sector de la construcción que absorbió la mano de obra inmigrante.
- Incremento del sector inmobiliario español que ocasionó la existencia de una burbuja especulativa del sector. Se atribuyen como causas de esta burbuja: el fenómeno *babyboom* (antes comentado), aumento de la renta, incorporación de la mujer al trabajo, bajos tipos de interés, exceso de crédito, la inmigración, falta de suelo edificable.
- Sin duda, el mercado español no escapa del efecto contagio del estallido de la burbuja tecnológica originada en los Estados Unidos tras la caída de las acciones tecnológicas, los atentados del 11 de septiembre de 2001 y la caída de *Wall Street*

y la crisis del precio de los alimentos. Este contagio es producto de la globalización financiera e interconexión electrónica de los mercados.

- Entrada en circulación del euro el 01 de enero de 2002, como moneda única en 11 países europeos, entre ellos España que sustituyó la peseta (moneda antigua). Los beneficios de la implantación de la moneda única eran: eliminación de costos de tipos de cambio lo cual haría más sencilla la inversión a través de las fronteras, eliminación de costes de conversión relacionados a las operaciones bancarias entre divisas, flexibilidad y liquidez a los mercados financieros que favorecería el aumento de la inversión y capitalización bursátil. Han existido múltiples debates acerca de la inflación encubierta del euro como moneda única. Ciertamente, ha provocado un aumento de los precios por redondeo de cifras, que sentido en las rentas medias y bajas, pues en España el precio establecido por un consumo básico de 100 pesetas, se comenzó a pagar a 1 euro, siendo la conversión 166 pesetas por euro. Para fundamentar esta afirmación, se consultó el indicador de niveles de salarios de España en el IV trimestre de 2001<sup>314</sup> (representa la referencia del inicio del 2002) el cual fue de 1.966,79 euros y el mismo dato para el tercer trimestre de 2011, que se situó en 2.456,91 euros. Esto significa que el crecimiento en el salario es de 24,92% acumulado, equivalente a 3,35% anual. Por otra parte, se consultó el índice general de precios al consumidor (IPC) de España en enero de 2002 el cual fue 101,262<sup>315</sup> y este mismo indicador para septiembre de 2011 que representó 112,127<sup>316</sup> y el crecimiento acumulado ha sido de 10,73%, equivalente a 1,52% anual. Esto podría señalar que los precios no han crecido más que los salarios, posiblemente se trata de una sociedad que no comprendió de manera efectiva el cambio de moneda.
- El año 2003, la economía española presenta una recuperación, ya que el PIB muestra una cifra de 3,1%, con respecto al año 2002 cuando el PIB fue 2,7%, según datos oficiales del Banco de España. Aumenta el consumo de los ciudadanos porque se incrementa la renta disponible proveniente de aumento del empleo. Se mantiene próspero el sector construcción. A continuación se presentan los datos

---

<sup>314</sup> Instituto Nacional de Estadística. <http://www.ine.es/jaxiBD/tabla.do?per=03&type=db&divi=ETCL&idtab=57> Fecha de la consulta: 01 de marzo de 2012. Se consideró el coste total por trabajador a nivel nacional para el IV trimestre de 2001 y el III trimestre de 2011 (último período publicado por el INE).

<sup>315</sup> Instituto Nacional de Estadística <http://www.ine.es/jaxiBD/tabla.do?per=01&type=db&divi=IPC&idtab=1> Fecha de consulta: 01 de marzo de 2012.

<sup>316</sup> Instituto Nacional de Estadística <http://www.ine.es/jaxiBD/tabla.do?per=01&type=db&divi=IPC&idtab=81> Fecha de consulta: 01 de marzo de 2012.

macroeconómicos PIB, inflación y tipos de interés de España, correspondientes al período 2000-2009, y luego se explican de manera cronológica las principales causas de la evolución de estas variables.

**Tabla 4: Variables macroeconómicas básicas en España (2000-2009)**

Año	PIB (%)	Inflación (%)	Tipo de interés interbancario a 90 días (%)
2000	4,00	3,96	4,93
2001	3,60	2,71	3,35
2002	2,70	4,00	2,95
2003	3,10	2,60	2,14
2004	3,30	3,23	2,17
2005	3,60	3,74	2,47
2006	4,00	2,67	3,69
2007	3,60	4,22	4,82
2008	0,90	1,43	3,29
2009	-3,70	0,79	0,71

Fuente: INE, Banco de España y Observatorio de Coyuntura Económica Internacional.

- Atentado del 11 de abril de 2004. La caída en la Bolsa de Valores de Madrid llevó a los inversores al pánico vivido hacía 2,5 años, cuando ocurrió el atentado del 11 de septiembre de 2001 en los Estados Unidos, y tal como se ha comentado anteriormente, los sectores más afectados estuvieron vinculados al sector turismo (aerolíneas, trenes y hoteles) y sector asegurador. Este acontecimiento hizo que los mercados reaccionaran negativamente y las consecuencias son difíciles de cuantificar, pero Lumholdt H. (2004)<sup>317</sup> señala que el efecto no debería ser tan drástico sobre el mercado, porque existen alternativas o políticas económicas que contribuyen a contrarrestar los efectos sobre la economía. En la misma línea Buesa

<sup>317</sup> LUMHOLDT H. (2004). "Mercados financieros y terrorismo: la situación tras el atentado terrorista en Madrid". *Real Instituto Elcano de Estudios Internacionales y Estratégicos. Área: Economía Internacional / Terrorismo Internacional*, ARI N° 48/2004, pp. 1-4.

[http://www.realinstitutoelcano.org/wps/portal/rielcano/contenido?WCM\\_GLOBAL\\_CONTEXT=/Elcano\\_es/Zonas\\_es/Defensa+y+Seguridad/ARI+48-2004](http://www.realinstitutoelcano.org/wps/portal/rielcano/contenido?WCM_GLOBAL_CONTEXT=/Elcano_es/Zonas_es/Defensa+y+Seguridad/ARI+48-2004) Fecha de consulta: 12 de abril de 2009.

M., Valiño A., Heijs J., Baumert T. y González G.J. (2006)<sup>318</sup> señalan que sin duda, un ataque terrorista conlleva un incremento de la incertidumbre de los agentes financieros, junto a la percepción de mayor riesgo al estimar costes directos e indirectos que se generan, que dependiendo de la magnitud pueden ocasionar lentitud general del crecimiento de la economía, mayor volatilidad de los títulos, aumento de primas de riesgo y los inversores tenderán a modificar sus portafolios, excluyendo los valores más riesgosos. De por si las cotizaciones de las acciones incluyen determinados riesgos dentro de los cuales se incluye la probabilidad de que ocurra un ataque terrorista y por lo general, los mercados vuelven en un período corto, a la situación inicial antes de los atentados, porque gracias a la eficiencia de los mercados, el mismo incorpora cualquier nueva información relevante del precio de las acciones. Igualmente, señalan que es posible que los mercados de valores hayan sido manipulados por los propios grupos terroristas para beneficiarse de su información privilegiada acerca de los atentados y de esta manera especular.

- El 14 de marzo de 2004, suceden las elecciones presidenciales el Partido Popular (PP) al cual pertenecía el presidente Aznar, pierde 35 escaños y la mayoría del senado, siendo sustituido por el Partido Socialista de España (PSOE), e ingresó como presidente José Luis Rodríguez Zapatero.
- Según las estadísticas del Banco de España y el INE, el año 2005 presentó un crecimiento en el PIB por incremento de la demanda nacional, aumento leve del empleo en gran parte en el sector construcción.
- También el año 2006 presentó mayor crecimiento económico, pero acompañado de otros desequilibrios: aumento de los tipos de interés, baja competitividad, déficit exterior, excesiva dependencia del consumo interno y la construcción. En este mismo año comienza a enfriarse el sector construcción.
- En el año 2007, ocurre el estallido de la burbuja inmobiliaria en España. Fue en septiembre de 2007, justo en el momento en que cae la demanda, por falta de liquidez del sistema financiero producto de la crisis hipotecaria de los EEUU, y seguidamente el mercado muestra incapacidad para absorber la enorme cantidad de

---

<sup>318</sup> BUESA M., VALIÑO A., HEIJS J., BAUMERT T. y GONZÁLEZ G. J (2006).” Impacto de los atentados terroristas del 11-M sobre los mercados de valores”. Instituto de Análisis Industrial y Financiero. Documento de trabajo N° 55. <http://eprints.ucm.es/7941/1/55.pdf> Fecha de la consulta: 13 de abril de 2009.

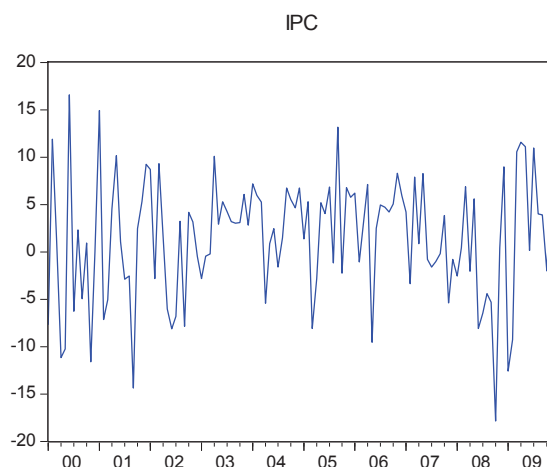
vivienda construida y disponible. Esta crisis inmobiliaria estuvo acompañada del deterioro interno de la economía española, disminución de la financiación y el agotamiento del modelo de crecimiento (fundamentado en la construcción), al disminuir los retornos de la inversión (provocando la salida del mercado de los especuladores) y contenerse el crédito. En este año también se observa (Tabla 4), que el crecimiento del PIB es inferior del habido en el año anterior, mientras que los tipos de interés e inflación aumentan.

- A partir del 2008 la economía atraviesa por una crisis donde se nota una disminución de sus índices macroeconómicos (Tabla 4), e inició un largo período de recesión, que se ha extendido por más de 3 años. Esta etapa es consecuencia principalmente de la especulación de los años anteriores, la burbuja inmobiliaria, la disminución de créditos bancarios concedidos después una década de concesión de créditos descontrolada, incremento del tipo de interés y el alza en los precios del petróleo.
- Por último, la disminución de la inflación española en el 2009, con respecto al año anterior la atribuyen a una caída del consumo, que provocó caída de los precios (libre juego de la oferta y la demanda: a menos consumidores el precio desciende) y también a la caída del precio del barril del petróleo y del precio de la gasolina, debido a que este último se incluye en el IPC.

Así concluye el detalle de los hitos más significativos de la economía española durante el período 2000-2009. Siguiendo el orden planteado, se presenta a continuación el Gráfico 6 que muestra el comportamiento de la variación del porcentaje de las rentabilidades mensuales del índice IPC, durante el período enero de 2000 hasta diciembre de 2009.

Se puede observar de manera simple que en los gráficos de las rentabilidades mensuales de los mercados estadounidense, español y mejicano que existen picos que coinciden. Esto pudiera reflejar que las crisis financieras que se han originado especialmente en los Estados Unidos, posteriormente han tenido efecto contagio al resto de bolsas de valores del mundo. En el caso de Méjico, sabemos que este país tiene firmado el Tratado de Libre Comercio (TLC) con Estados Unidos, además de otros nexos por la proximidad territorial.

**Gráfico 6: Rentabilidad mensual del IPC**



La economía mejicana es de libre mercado orientada a las exportaciones.<sup>319</sup> Es el único país de Latinoamérica miembro de la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico (OCDE), y tiene el ingreso más alto en América Latina; y además es la segunda economía más grande de Latinoamérica, después de Brasil. Ha mantenido tasas de crecimiento bajas pero positivas, la inflación y las tasas de interés han disminuido, pero al igual que en toda América Latina, existe una brecha entre ricos y pobres. Se presenta una mezcla entre industrias y sistemas agrícolas.

Entre otros eventos, se puede identificar aquellos que se cree han tenido efecto sobre el mercado de valores mejicano:

- En el año 2000 hubo elecciones presidenciales, tomando el poder Vicente Fox quien fue elegido para el período 2000-2006.

Tal como se ha comentado anteriormente, el mercado mejicano tampoco escapó del efecto contagio del estallido de la burbuja tecnológica originada en los Estados Unidos, tras la caída de las acciones tecnológicas, los atentados del 11 de septiembre de 2001, la caída de *Wall Street* y la crisis del precio de los alimentos. Este contagio es producto de la

---

<sup>319</sup> Gran parte del comercio mexicano está regulado por tratados de libre comercio con varios países del mundo como Japón, Israel, países de la Unión Europea, países de América del Sur y América Central. El TLC más importante lo tiene suscrito con América del Norte (Estados Unidos, Canadá y México)



globalización financiera y la inversión extranjera directa con los Estados Unidos por medio del TLC. Estos efectos se pueden observar en el Gráfico 6, en el año 2001.

- Durante los años 2000 y 2001, fue el país que recibió la mayor inversión extranjera directa en América Latina, proveniente principalmente de Estados Unidos, España, Holanda, Canadá y Reino Unido, y estuvo concentrada en los sectores financieros, manufactura, maquiladoras o plantas de ensamble.
- También hubo otros aspectos como la amenaza de un posible sobrecalentamiento de la economía reflejado en un fuerte aumento en el gasto interno, donde las autoridades, conscientes del problema, aplicaron una política monetaria restrictiva complementada con una política fiscal restrictiva en 2001. También, la desaceleración de la economía estadounidense afectó las exportaciones mejicanas. Otros desafíos que enfrentaron las autoridades fueron: la dependencia de la economía de Estados Unidos, de los ingresos públicos y del petróleo, problemas en el sistema judicial para hacer respetar los derechos de propiedad, debilidades en el sistema financiero, y la puesta en marcha de una organización institucional que permitiera reducir la pobreza.
- En el 2002, la economía mejicana era aparentemente sana, pero con los típicos problemas de los países latinoamericanos como son: la pobreza, desigualdad y desempleo. Para este año, las exportaciones se incrementaron con respecto al año anterior y se hizo el segundo socio comercial de Estados Unidos. Las exportaciones de petróleo no representaba más del 10% de las exportaciones, porque fueron y aún son, productos manufacturados con alto nivel tecnológico. Pero la realidad de este auge, es que se concentra en un pequeño número de empresas, lo cual ha impedido que la dinámica fluya en toda la economía.
- El 2003 se caracterizó por un bajo crecimiento, pero con más estabilidad debido a que el nivel de los precios del barril de petróleo aumentó. Sin embargo, las reformas estructurales (fiscal, laboral, energética y del Estado) no llegaron a buen término, lo cual afectó la economía del 2004, especialmente al finalizar el segundo semestre.
- Hasta diciembre de 2006 estuvo en la presidencia Vicente Fox. En julio de 2006 fue electo por los comicios Felipe Calderón Hinojosa, quien asumió la presidencia el 02 de diciembre de 2006.

- El año 2004 significó para Méjico un período de recuperación del estancamiento que había vivido durante los 2 últimos años. Esa recuperación se basó en las exportaciones junto con la recuperación de la inversión en los sectores vinculados a las actividades de exportación. Según cifras oficiales del Banco de Méjico, el crecimiento económico fue de 4,2% durante ese año,<sup>320</sup> siendo el más alto en los últimos 4 años. Este mismo año también aumentaron los ingresos por turismo y remesas de emigrantes, mejoraron los niveles de empleo y hubo un ligero aumento de los sueldos, que estimuló el consumo, mientras que por su parte la inflación se mantuvo estable posiblemente por la disciplina política, económica y fiscal, encaminadas a reducir el déficit de las cuentas públicas.
- El año 2005 se consideró bueno en cuanto a la estabilidad de las variables financieras, pero en cuanto al crecimiento del PIB y el empleo no lo fue. Según cifras oficiales del Banco de Méjico, la inflación se situó entre el rango de 3% y 4%, porque las altas tasas de interés y la restricción fiscal había logrado abatirla, no obstante, esta medida afectó el crecimiento económico porque por una parte se inhibió la demanda interna agregada y se afectó la planta productiva.
- Durante el año 2006, la actividad económica mejoró porque se incrementó el PIB, lo cual favoreció el aumento de puestos de trabajo mejor remunerados en comparación al año anterior, lo cual afecto el consumo positivamente.
- El año 2007, fue un año de austeridad, en el cual el presidente comienza por reducir su sueldo y el de sus secretarios de estado. Las crisis alimentaria que comenzó en diciembre de 2006, se siente en Méjico en enero de 2007, donde se eleva el precio de la canasta básica, de la gasolina y se desata una crisis interna porque aumenta el precio del maíz y por consiguiente la tortilla,<sup>321</sup> donde la principal razón se la atribuyen a la producción del bioetanol y al acaparamiento del maíz por parte de los empresarios. Este fenómeno sin duda afectó el mercado de valores de Méjico, ya que se presentó la mayor caída en los últimos 5 años.
- La economía mejicana ha mantenido alta dependencia con Estados Unidos en su comercio exterior, y la desaceleración de la economía norteamericana ha afectado

---

<sup>320</sup> Banco de Méjico. <http://www.banxico.org.mx/estadisticas/estadisticas-politica-monetar.html> Fecha de la consulta: 16 de abril de 2008.

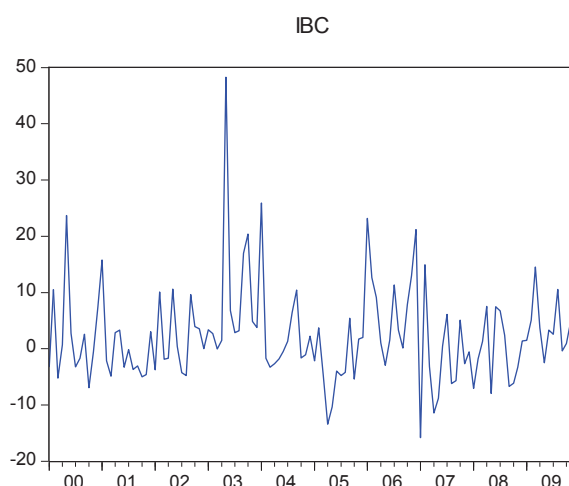
<sup>321</sup> Comida típica de todo el territorio mexicano elaborada a base de maíz. En enero de 2006 el precio del maíz y la tortilla por kilo llega a duplicarse.

directamente las remesas que es la segunda fuente de divisas después del petróleo. Las consecuencias inmediatas fueron aumento del desempleo en el 2008 y 2009.<sup>322</sup>

- También ocurrió la depreciación del peso mejicano frente al dólar estadounidense en el 2008, de 10,77 pesos mejicanos por dólar se incrementó en enero de 2009 a 13,48 pesos por dólar.<sup>323</sup>
- Finalmente, en el año 2009 después de la epidemia de gripe A(H1N1), continuó afectada la actividad económica mejicana, especialmente en el caso del sector turístico que es la tercera fuente de divisas para el país.

Este apartado culmina con la narración de aquellos hechos importantes ocurridos en la economía venezolana durante el período 2000-2009. Igualmente, se presenta el Gráfico 7 señala el comportamiento de la rentabilidad mensual del índice *IBC*.

**Gráfico 7: Rentabilidad mensual del *IBC*.**



En este último caso, cabe mencionar que Venezuela básicamente tiene una economía de mercado, fundamentada en la explotación y refinación del petróleo para su exportación y su consumo interno. Ha sido el país con mayor ingreso per cápita durante el período 1950-1990. Ese ingreso per cápita se ha visto incrementado con los últimos

<sup>322</sup> Martínez, R. (2009). "Aumenta desempleo en México durante enero de 2009". en IBT Times <http://mx.ibtimes.com/articles/20090225/desempleo-despidos-mexico-enero.htm> Fecha de la consulta: 15 de abril de 2010.

<sup>323</sup> Banco de Méjico. <http://www.banxico.org.mx/SielInternet/consultarDirectorioInternetAction.do?accion=consultarCuadro&idCuadro=CF372&sector=6&locale=es> Fecha de la consulta: 22 de abril de 2010.

aumentos del precio del petróleo, pero sin embargo, se ha caracterizado por la deficiente distribución de los ingresos y por una marcada brecha entre ricos y pobres. Políticamente, Venezuela ha sido gobernada durante los últimos 10 años por Hugo Rafael Chávez Frías.

Entre los eventos que pudieron afectar el mercado de valores venezolano, se señalan:

- En el año 2000, la Bolsa de Valores de Caracas (BCV), mejora la fase de transición. Ese año fue importante en procesos de Oferta Pública de Adquisición de Acciones (OPA's), entre las se destacaron la OPA de la empresa C.A. Electricidad de Caracas y Corporación EDC C.A, por parte de la empresa Inversora DS 2000 C.A., una subsidiaria de *The AES Corporation*, proceso iniciado en el mes de abril y culminado el mes de junio del mismo año; la OPA de intercambio y toma de control de parte del Banco de Venezuela (Grupo Santander al Banco Caracas), durante el mes de diciembre. También ocurrió la fusión por absorción de Interbank por parte del Banco Mercantil, durante el mes de Septiembre. En ese año la BVC fue el escenario para la apertura de las telecomunicaciones a nivel internacional, a través de la cual la Comisión Nacional de Telecomunicaciones (CONATEL), utilizó los servicios de la institución para llevar a cabo las sucesivas subastas de las bandas radioeléctricas del Sistema WLL (*Wireless Local Loop*), iniciado en noviembre del mismo año.
- En el 2001 se presentó un aumento significativo en el precio del petróleo, que permitió recuperar la economía de la fuerte recesión de 1999. Esta fase positiva fue momentánea porque estuvo seguida de una significativa fuga de capitales y caída temporal del precio del petróleo. Por su parte la BVC, continuó en algunos procesos de OPA's como fue el caso de la empresa MAVESA, debido a la OPA de toma de control por parte de Primor Inversiones C.A., una subsidiaria del Grupo Polar. En este año el mercado de capitales de Venezuela, logra reducir el período de liquidación y compensación de las operaciones, de 5 días hábiles bursátiles (T+5) a 3 días hábiles bursátiles (T+3).
- En el año 2002, el gobierno implantó el control cambiario, es decir, pasa de un esquema de tasa de cambio libre flotando entre bandas a un tipo de cambio fijo controlado completamente por el gobierno. Esto generó depreciación del bolívar.

En la BVC comienzan a cotizarse los Vebonos.<sup>324</sup> Ese mismo año, comenzaron a realizar operaciones de colocación primaria de papeles comerciales y obligaciones quirografarias y además se inicia la transacción de las denominadas Joyas de la Bolsa (esmeraldas, perlas y rubíes).

- A finales de 2002 ocurre el Paro Petrolero, que consistió en una paralización indefinida en el ámbito nacional, de las actividades laborales y económicas, contra el gobierno de Hugo Chávez Frías. El mismo, fue promovido por la Federación de Cámaras y Asociaciones de Comercio y Producción de Venezuela, con tendencia política de derecha y por altos directivos de la empresa Petróleos de Venezuela S.A. (PDVSA), con el apoyo de los partidos de oposición, el sindicato de la Confederación de Trabajadores de Venezuela (CTV), medios de comunicación privados de prensa, radio y televisión entre otras organizaciones. El motivo del paro fue más político que laboral, inició en diciembre de 2002 y se extendió hasta febrero de 2003 y su finalidad era la protesta al presidente Chávez para que modificara su política de corte socialista por una inclinada al libre mercado, o para que presentara su renuncia a la Presidencia de la República debido a las consecuencias económicas de su programa de gobierno. El paro fracasó porque el presidente Chávez no renunció al cargo, y a mediados de diciembre de 2002, grupos simpatizantes del gobierno comenzaron a realizar protestas frente a los medios de comunicación privados, logrando que el gobierno se recuperara poco a poco de la crisis. Por su parte, el gobierno aseguró alimentos y servicios básicos, y después del 21 de diciembre de ese año, y logró recuperar y llevar a puerto seguro el primer buque tanquero que llevaba petróleo a las refinerías, el cual había sido involucrado en este paro petrolero. Estos hechos transmitidos por el canal del Estado impactaron psicológicamente tanto a la oposición como al oficialismo, y muchos consideran que fue el fin del paro, porque a los días siguientes el gobierno terminó recuperando otros buques y en enero de 2003, recuperó el control de PDVSA.
- En febrero de 2003, el control de cambio para la compra-venta de divisas extranjeras comenzó a ser supervisado por la institución gubernamental Comisión de Administración de Divisas (CADIVI). En la BVC continuó en crecimiento el mercado de renta fija, y las cantidades negociadas superaron la renta variable.

---

<sup>324</sup> Bonos de la deuda pública destinados a cancelar deudas al personal de las universidades públicas a partir de febrero de 2002.

- También en el año 2003, Venezuela sufrió una importante inestabilidad política que se materializó en problemas sociales y económicos. Tuvo como origen el paro petrolero de la principal empresa venezolana PDVSA, cuyo resultado fue la fuerte caída del PIB, que según cifras oficiales del Banco Central de Venezuela (BCV), esa caída fue aproximadamente de 7,7%.<sup>325</sup>
- En el año 2004, según cifras oficiales del BCV, el país vivió un crecimiento económico de casi el 18% en su PIB, debido al incremento del precio del petróleo.<sup>326</sup> El actual gobierno se ha destacado por la llamada inversión social en educación, alimentos y salud, a través de las conocidas misiones, donde han pretendido mejorar la calidad de vida de los ciudadanos de bajos recursos económicos. En la BVC, continuó el mercado de renta fija, y se inscriben 2 títulos de un nuevo tipo de Vebonos. Inicia el mercado de títulos de renta fija del sector público mediante el enlace entre el Sistema de Transacciones de la Bolsa de Valores de Caracas (SIBE) y el Sistema Integrado de Custodia Electrónica de Títulos (SICET) del Banco Central de Venezuela. Aumentan el número de acciones y ADR's<sup>327</sup> de CANTV, que fueron negociados.
- En el 2005, la moneda venezolana sufrió una devaluación frente al dólar americano de casi 12%. Este control cambiario trajo como consecuencia el nacimiento del mercado negro de venta de dólares más grande que ha tenido Venezuela. Sin embargo, los altos precios del petróleo permitieron un crecimiento económico alrededor del 9% según cifras oficiales del Banco Central de Venezuela, y además este año presentó una cifra inflacionaria de 14,4% acumulado anual, siendo la más baja de los últimos 3 años<sup>328</sup>.
- En conjunto en los años 2004 y 2005, la situación en Venezuela se caracterizó por exceso de liquidez, disminución de los tipos de interés a niveles más bajos en los últimos 10 años que junto al crecimiento económico vivido en el 2004, originó aumento del consumo de los ciudadanos, concentrado en compras de bienes

---

<sup>325</sup> Banco Central de Venezuela. <http://www.bcv.org.ve/> Fecha de la consulta: 19 de abril de 2008.

<sup>326</sup> *Ibid.* Fecha de la consulta: 19 de abril de 2008.

<sup>327</sup> *American Depositary Receipt*, título físico que ampara el depósito en un banco estadounidense, de acciones de compañías cuyas sociedades fueron constituidas fuera de EEUU, de manera de poder transar las acciones de la compañía como si fueran cualquiera otra de ese mercado. El mecanismo de ADR permite a una empresa nacional emitir acciones directamente en la bolsa extranjera. El inversionista puede negociar estos instrumentos en la bolsa extranjera o convertirlos en las acciones que representan y negociarlos en la bolsa nacional. Este mecanismo se denomina *flowback*. Si el inversionista extranjero adquiere las acciones en el mercado nacional y las transforma en ADRs para ser transadas en el exterior, se dice que está realizando un *inflow*.

<sup>328</sup> Banco Central de Venezuela. <http://www.bcv.org.ve/c2/indicadores.asp>. Fecha de la consulta: 13 de mayo de 2010.

durables como viviendas y automóviles, que a finales de 2005 también se originó el aumento en el precio de inmuebles por el incremento de la demanda. Por otra parte, el gobierno también financió actividades económicas de una manera no controlada. Toda esta situación unida al control cambiario implantado en el 2005, hizo que los venezolanos adquirieran de manera desesperada los bonos que emitió el país en dólares,<sup>329</sup> los cuales son pagaderos en bolívares al tipo de cambio oficial. Otro aspecto relevante, es que en el 2005 la economía venezolana reflejó el mayor record de importaciones o bienes comprados en el exterior, lo cual contribuyó con el déficit de la balanza de pagos no petrolera y la salida de capital nacional para adquirir activos en otros países, se promovió el tipo de cambio real que tendió a sobrevaluarse, lo cual ocasionó que con la moneda nacional se compraba más afuera, que en Venezuela. Toda esta situación generó una crisis posterior, la cual comenzó a finales de 2006 que no fue precisamente por falta de liquidez, sino por gastarse abundantemente los recursos, debido a las prácticas crediticias incorrectas por parte de los bancos, quienes concedieron préstamos, que en muchos casos no con propio capital, sino con dinero recibido de depositantes o ahorradores.

- Por la situación antes comentada, es que en el año 2006 la economía venezolana muestra cifras del PIB en crecimiento, y se destaca el sector no petrolero (bancos y seguros, construcción, comunicaciones, servicios comunitarios y sociales entre otros). En la BVC, se incorpora una nueva tecnología en el sistema electrónico de transacciones, que hace más dinámica la realización de las operaciones y se introducen cambios en el funcionamiento diario del mercado.
- Al inicio del año 2007, Venezuela anuncia una reconversión monetaria, la cual fue controlada por el BCV. Esta reconversión implicó dividir entre 1.000 la moneda antigua.<sup>330</sup> Esta iniciativa estuvo encaminada a reducir estéticamente la inflación, es decir, lo que significaba para un ciudadano venezolano portar gran cantidad de dinero cuyo valor adquisitivo se había venido perdiendo con el tiempo. En este mismo año, la inflación se dispara y alcanza la cifra anual más alta de toda América Latina, y se ubicó en 22,5% acumulado anual.<sup>331</sup> Igualmente en el primer semestre del 2007, los precios del petróleo comienzan a descender y el Estado venezolano se

---

<sup>329</sup> Muchos bonos fueron adquiridos con dinero provenientes de préstamos con bajos tipos de interés.

<sup>330</sup> La nueva escala monetaria fue aprobada en marzo de 2007, y publicada en la Gaceta Oficial de la República Bolivariana de Venezuela N° 38638.

<sup>331</sup> Banco Central de Venezuela. <http://www.bcv.org.ve/c2/indicadores.asp>. Fecha de la consulta: 13 de mayo de 2010.

vio en la obligación de aumentar los tipos de interés. A todo esto se debe añadir la masiva circulación de moneda nacional sin el respaldo de divisas, porque el gobierno había confiscado las reservas internacionales del Banco Central de Venezuela.

Para finalizar con el análisis gráfico de los mercados objeto de estudio, es preciso señalar que debido a las fuertes caídas de las bolsas mundiales, por consecuencia de los atentados o eventos fortuitos, los gobiernos de países con economías desarrolladas, se han preocupado por establecer acciones que contrarresten las consecuencias de las crisis en los mercados financieros.

En este sentido, el Parlamento Europeo emitió la resolución (2001/2240(INI),<sup>332</sup> mediante la cual instó al sector privado y otros organismos nacionales a tomar medidas económicas y estructurales, así como medidas de política social y de empleo, para contrarrestar las consecuencias económicas de los atentados, entre las cuales mencionamos las siguientes: campañas relacionadas con crecimiento e innovación para estimular el crecimiento, inversión y empleo; reformas estructurales para reforzar la confianza de las empresas y los consumidores; mejora de las condiciones de base para las pequeñas y medianas empresas y aquellas de reciente creación, porque estas contribuyen a generar empleo; exhortación a empresas que sean conscientes de su responsabilidad social para evitar que reduzcan la plantilla; medidas de política de tasas de interés y liquidez acordadas por el Banco Central Europeo y la Reserva Federal de los Estados Unidos, para que fuesen menos drásticos los efectos de la crisis financiera.

No obstante, las economías menos desarrolladas le restan importancia a los efectos que pueda ocasionar cualquier crisis financiera, tanto en los mercados como en la misma economía del país.

---

<sup>332</sup> Resolución del Parlamento Europeo sobre las consecuencias económicas de los atentados del 11 de septiembre de 2001 (2001/2240(INI)). Fecha de consulta: 09 de abril de 2009.

<http://www.europarl.europa.eu/sides/getDoc.do?pubRef=-//EP//NONSGML+TA+P5-TA-2002-0080+0+DOC+PDF+V0//ES>

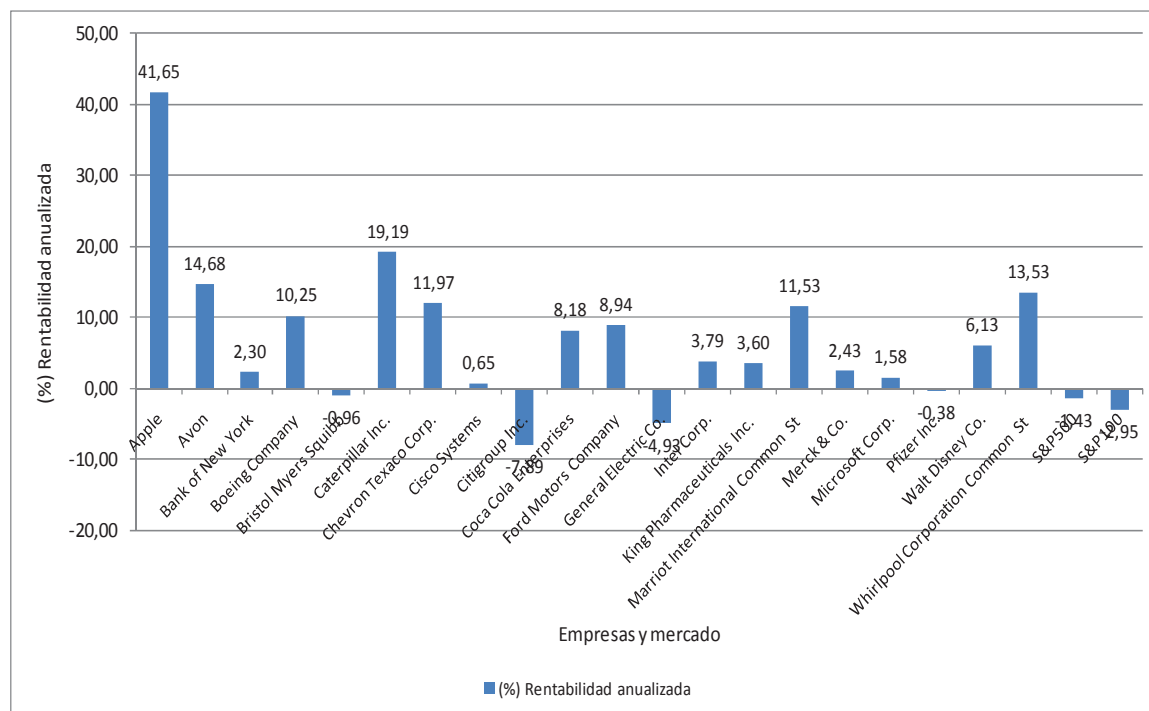


### 3.1.2 Rentabilidad de los títulos del mercado estadounidense.

La variación relativa de 2 precios consecutivos, representan la rentabilidad mensual de las empresas estadounidenses y pueden verse en el apéndice A, tal como se ha señalado anteriormente. A partir de esta rentabilidad mensual, se ha determinado la rentabilidad anualizada de cada empresa y del mercado, para el período 2000-2009.

La mayoría de los títulos estadounidenses pertenecen al grupo de títulos denominados *blue chip*,<sup>333</sup> es decir, son aquellos títulos preferidos por los inversores para entrar y salir del mercado con facilidad. Según el Gráfico 8, en este mercado se observa que las 7 acciones más rentables fueron: Apple, Caterpillar, Avon, Whirlpool Corporation Common St., Chevron Texaco, Marriot International Common St. y Boeing Company, las cuales pertenecen a los sectores: industrial (maquinaria pesada y accesorios industriales, electrodomésticos, fábrica de aviones, cosméticos de belleza), tecnológico (desarrollo de software y hardware) y de servicios. Las rentabilidades anualizadas oscilan entre el 10,25% y 41,65%.

**Gráfico 8: Rentabilidad anualizada de títulos estadounidenses (2000-2009)**



<sup>333</sup> Títulos con alta capitalización y liquidez, seguros y poco volátiles.

También se encuentra un grupo de 9 empresas con rentabilidad anualizada positiva pero inferior al 10% (ordenadas de menor a mayor rentabilidad anualizada): Cisco Systems, Microsoft Corp., Bank of New York, Merck & Co., King Pharmaceuticals Inc., Intel Corp., Walt Disney, Coca Cola Enterprises y Ford Motors Company. Por último, también hay con 4 empresas que muestran rentabilidad anualizada negativa: Citigroup, General Electric Co., Bristol Myers Squibb y Pfizer Inc. Los índices bursátiles que representan el mercado americano:  $S\&P_{100}$  y  $S\&P_{500}$  también reflejan rentabilidad anualizada negativa.

Comenzando con la representación del mercado estadounidense, en el Gráfico 9, se aprecia la evolución mensual de la rentabilidad de los índices bursátiles  $S\&P_{500}$  y  $S\&P_{100}$ . En ambos índices se pueden identificar 3 fases: la primera es de caída que va desde enero de 2000 hasta finales de 2002, la segunda fase es de recuperación a partir de inicios de 2003 hasta finales de 2007, y la tercera fase es la caída que vemos desde finales de 2007 hasta inicios del 2009, año en que pareciera comienza una nueva recuperación.

**Gráfico 9: Cotizaciones mensuales del  $S\&P_{500}$  y del  $S\&P_{100}$  (2000-2009)**



La primera fase, anteriormente mencionada no ha sido la mejor para todos los mercados del mundo, pues las economías no han terminado de recuperarse del estallido de la burbuja tecnológica, ni la crisis económica mundial y además se debe recordar que fue en el 2002, cuando se conocieron públicamente las irregularidades contables, materializadas en los conocidos fraudes financieros de las empresas Enron y WorldCom.

Estos hechos influyeron considerablemente en la confianza de los inversores, que unido al clima de guerra entre Estados Unidos e Irak incrementó el precio del petróleo por encima de los 28 dólares por barril.<sup>334</sup>

La segunda fase de caída, que se identifica en el Gráfico 9 coincide con la crisis hipotecaria de los Estados Unidos ocurrida en el 2007.

A continuación se presentan las referidas rentabilidades anualizadas de las empresas, agrupadas por sectores de actividad económica.

---

<sup>334</sup> Dato tomado de la dirección electrónica de la Organización de Países Exportadores de Petróleo (OPEP). <http://www.opec.org/home/> Fecha de la consulta: 15 de febrero de 2008.

**Tabla 5: Empresas estadounidenses (sector tecnológico)**

Empresa	Rentabilidad anualizada (2000-2009)
Apple	41,65%
Cisco Systems	0,65%
Intel Corp.	3,79%
Microsoft Inc.	1,58%

Fuente: elaboración propia.

Durante el período 1997 al 2001 ocurrió la corriente especulativa conocida como burbuja tecnológica, donde la unión de un rápido aumento del precio de las acciones, la especulación individual y la circulación de capital de riesgo crearon un ambiente exuberante. Al estallar la burbuja se vieron involucradas de manera negativa muchas acciones de empresas vinculadas a la Internet, conocidas como títulos valores punto coms,<sup>335</sup> de las cuales ninguna teoría ha logrado explicar los precios que los inversores estaban dispuestos a pagar, y hay quienes piensan que la respuesta está en manos de la psicología del comportamiento y la irracionalidad del ser humano en algunos momentos de la vida, y que en el mercado envuelve dos aspectos: las actitudes ante el riesgo y la manera de evaluar las probabilidades, tal como lo expone Brealey R. Myers S. y Marcus A (2007).<sup>336</sup> De estas 4 empresas del sector tecnológico podemos observar que la empresa Apple muestra la rentabilidad positiva más alta del sector, seguida por Intel Corp., Microsoft y Cisco Systems. Las dos primeras parecieran no haber resultado afectadas por la burbuja especulativa del 2001, porque son empresas dedicadas a la fábrica de equipos electrónicos, ordenadores y sistemas operativos, con importantes cuotas de mercado, excelentes estándares de calidad y han permanecido durante muchos años en el mercado.

La primera empresa del sector tecnológico es Apple, una empresa estadounidense (multinacional) fundada en 1970, que diseña y produce equipos electrónicos y software. Entre los productos de hardware más conocidos de la empresa se cuenta con equipos

<sup>335</sup> Empresas que se promocionaron en la Internet haciendo uso del dominio punto com (.com) para identificarse como empresas comerciales. Gran parte de estas empresas desaparecen durante la crisis, porque apenas eran planes de negocios, que se habían dado a conocer como empresas comerciales, aprovechando el financiamiento proveniente del capital de riesgo, que correspondía a inversionistas que apostaban y creaban la expectativa del éxito y crecimiento de estas empresas. Esta situación generó la sobrevaluación de estas acciones, hasta el momento en que comenzó la duda a raíz de los primeros fracasos y fue allí cuando estos capitales huyeron rápidamente y ocurrió el desplome.

<sup>336</sup> BREALEY R., MYERS S. y MARCUS A. (2007). *Fundamentos de Finanzas Corporativas*. Editorial Mc Graw Hill, 5ª edición. Madrid, p.173.

Macintosh (ordenadores), el **iPod** (introducido en el 2001 y hasta el 2007 llamado iPod, actualmente se llama iPod Video, es líder del mercado en reproductores de música portátiles); el **iPhone** (telefonía celular con pantalla táctil, 2,5 *gigabytes* de banda cuádruple GSM y EDGE aplicaciones, con aplicaciones como Google Maps y el tiempo, con capacidad de almacenamiento entre 2,5 y 4 *gigabytes*, *bluetooth* y *Wi-Fi*). En julio de 2008 lanzaron la versión iPhone 3G que incluyó apoyo a la creación de redes 3G y la asistencia de navegación GPS. En julio de 2009 fue introducido al mercado junto al iPhone OS 3.0 el nuevo iPhone 3GS disponible con cámara de vídeo, brújula interna, con unas capacidades de 16 y 32 GB; y el **iPad** que es un *tablet PC* anunciado por la empresa en enero de 2010, siendo este un teléfono inteligente (*smartphone*) y un ordenador portátil con pantalla de retroiluminación LED, capacidades multitáctiles, *bluetooth*, con conectividad a redes inalámbricas Wi-Fi y con capacidades adicionales para redes 3G (podían conectarse a redes de telefonía celular HSDPA) y GPS. En cuanto al software, la empresa ha desarrollado durante años su propio sistema operativo y gran parte del software que incorpora dentro de sus ordenadores.

En el año 2006, la organización no gubernamental ecologista Greenpeace fundada en Vancouver Canadá en 1971 y con presencia en más de 40 países, hizo una campaña en contra de Apple<sup>337</sup> para motivarlos a dejar de usar materiales altamente contaminantes en la producción del hardware. Actualmente, la empresa ha cambiado su política: utiliza menos productos tóxicos por eso se ha convertido en líder del sector.

La segunda empresa del sector tecnológico es Intel Corp., y es la empresa estadounidense más grande en fabricar *chips* semiconductores o microprocesadores para ordenadores. Es creadora de la serie de procesadores x86. La empresa fue fundada en julio de 1968 como Integrated Electronics Corporation. Dentro de los microprocesadores de Intel, se deben destacar las tecnologías multinúcleo implementadas en los procesadores Pentium D y Core 2 Duo, la tecnología móvil Centrino desarrollada para el mercado de portátiles y la tecnología Hyper-Threading integrada en los procesadores Intel Pentium 4 y procesadores Intel Core. También han lanzado al mercado un procesador conocido como i7 y es el más rápido del mundo, que reemplazará procesadores Core 2 Duo.

---

<sup>337</sup> Consultar el *link* siguiente: <http://www.greenpeace.org/apple/es/about.html> Fecha de consulta: 01 de junio de 2010.

En junio de 2005 Intel acordó con Apple proveer procesadores para los ordenadores de Apple, realizándose entre 2006 y 2007 la transición desde los tradicionales IBM, y fue en enero de 2006 cuando se presentaron al mercado las primeras computadoras de Apple: una portátil y otra de escritorio, con procesadores Intel Core Duo de doble núcleo.

En mayo de 2008 la empresa se vio involucrada en un escándalo porque su principal rival Advanced Micro Devices, Inc. (AMD) presentó un documento ante el tribunal de Delaware retomado por The Wall Street Journal, mediante el cual expone controversias sobre tratos con multinacionales y empresas japonesas sospechosas de estrategias monopolistas. La Unión Europea, en mayo de 2009 multó a Intel con más de 1.500 millones de dólares debido a que Intel amenazó a todos los fabricantes de computadoras con eliminar los descuentos si no compraban casi todos, o todos los *chips* que necesitaban, o que retrasaran el lanzamiento de ordenadores con microprocesadores de AMD, y pagó a Media Saturn Holding para que vendiera sólo ordenadores con procesadores Intel.

La tercera y cuarta empresa del sector tecnológico son Cisco Systems y Microsoft, muestran rentabilidades anualizadas más bajas. Microsoft es una empresa multinacional de Estados Unidos, fundada en 1975 que desarrolla, fabrica, licencia y produce software y equipos electrónicos. Sus productos más usados son el sistema operativo Microsoft Windows y Microsoft Office. Entre otros, ha atravesado problemas legales a lo largo de su vida y especialmente durante el período 2000-2004. En el año 2000 sale al mercado el Windows 2000 con sus novedades: Active Directory, Windows Media, Windows NT. Este sistema estuvo pensado para uso profesional por lo cual no tuvo tanto uso en los hogares como en los negocios. Ese año, la empresa es acusada en Estados Unidos por practicar monopolio abusivo y la empresa se vio obligada a dividir sus productos en 2 unidades separadas. En septiembre de ese mismo año, lanzan al mercado el Windows Millenium Edition cuya novedad era la posibilidad de restaurar sistema y mejoras a Internet, pero este sistema no tuvo el éxito esperado.

En el año 2001, nace el sistema operativo Windows XP de Microsoft, el cual obtuvo críticas por la cantidad de fallas de seguridad y menor compatibilidad con algunos programas y dispositivos. Posteriormente, en el 2004 la empresa enfrenta nuevamente acciones legales y esta vez, provenientes de la Unión Europea, por abuso dominante del mercado, y fue obligada a comercializar nuevas versiones de Windows XP que no incluían

Windows Media Player, que fueron las versiones Windows XP Home Edition N y Windows XP Professional N. En el año 2005 ofrecen en Estados Unidos la segunda versión de consola de videojuegos conocida como Xbox 360. También comercializa hardware, tales como ratones, teclados, y gamepads. Después de numerosos retrasos, es hasta el año 2007 cuando deciden lanzar al mercado el Windows Vista, sacando 6 versiones distintas: Home Basic, Home Premium, Bussiness, Ultimate, Enterprise y Starter. Junto al Vista también lanzaron al mercado el Microsoft Office 2007.

Con respecto al sector farmacéutico (Tabla 6Tabla 6:), se observa que la empresa con mayor rentabilidad anualizada fue King Pharmaceuticals Inc. seguida por Merck & Co. La primera fue fundada en 1994 y es una empresa integrada verticalmente que realiza investigación básica y desarrolla, fabrica y comercializa productos farmacéuticos (tabletas, cápsulas, líquidos, suspensiones, soluciones, supositorios, cremas, ungüentos, inyectables, inyector automático y los productos de otras drogas), en mercados especializados incluyendo neurología y medicamentos de cuidado intensivo. Sus principales mercados son Estados Unidos, Canadá y Puerto Rico. También fabrican productos para la salud animal (medicinas veterinarias), las cuales son comercializadas en Estados Unidos, Europa, Canadá, América Latina y Asia.

**Tabla 6: Empresas estadounidenses (sector farmacéutico)**

Empresa	Rentabilidad anualizada (2000-2009)
Bristol-Myers Squibb	-0,96%
King Pharmaceuticals Inc.	3,60%
Merck & Co.	2,43%
Pfizer, Inc.	-0,38%

Fuente: elaboración propia.

Por su parte Merck & Co., Pfizer Inc., y Bristol-Myers también se dedican a la investigación y desarrollo de nuevos medicamentos para el consumo humano. Las 2 últimas empresas: Bristol-Myers Squibb y Pfizer Inc, reflejan rentabilidades anualizadas negativas por debajo del mercado.

La Tabla 7 y Tabla 8: que se muestran a continuación, corresponden a las empresas del sector industrial: automóviles; y productos cosméticos y de belleza, maquinaria pesada

y accesorios industriales, alimentos y bebidas, aeroespacial, herramientas eléctricas y electrodomésticos, petróleo).

En la Tabla 7, aparece la rentabilidad anualizada de Ford Motors Company, empresa estadounidense fabricante de automóviles (multinacional), fundada en 1903 por Henry Ford, empresa que logró sobrevivir a la depresión de los años 30. Tiene plantas de construcción de vehículos en varios países y los adapta a las necesidades locales. La empresa abarca Mercury, Lincoln y Mazda.

**Tabla 7: Empresas estadounidenses (sector industrial-automóviles)**

<b>Empresa</b>	<b>Rentabilidad anualizada (2000-2009)</b>
Ford Motors	8,94%

Fuente: elaboración propia.

Se observa que la empresa refleja una rentabilidad anualizada positiva. Sin embargo, durante el período 2000-2004, la empresa se afectó financieramente en parte, porque en el año 2000 la Reserva Federal de los Estados Unidos realizó aumentos sucesivos de los tipos de interés, hecho acompañado de un fuerte descenso del mercado después de los atentados del 11 de septiembre de 2001.

En el año 2005, las agencias de calificación de bonos corporativos rebajaron los bonos de Ford Motors para la categoría de basura, y las razones fueron: el alza de precios de la gasolina asociado a producción de vehículos con alto cilindraje que consumen más cantidad de combustible, negativa de invertir en automóviles híbridos, la repulsión de ratificar el protocolo de Kyoto, la erosión de la cuota de mercado y la dependencia del descenso de las ventas. Además, los márgenes de beneficio disminuyeron en vehículos de gran tamaño, por lo cual se idearon nuevos incentivos (descuentos o financiación con bajo tipo de interés) para compensar la disminución de la demanda.

En diciembre de 2006, la empresa elevó su capacidad de endeudamiento colocando prácticamente todos los activos corporativos como garantía para asegurar la línea de crédito. En este año la empresa reportó pérdidas anuales. En el 2007 pasó del segundo al



tercer lugar, dentro del grupo de los fabricantes de vehículos en los Estados Unidos, después de General Motors y Toyota.

En junio de 2008, Ford Motors vendió sus operaciones de Jaguar y Land Rover a Tata Motors. Durante noviembre de 2008, la empresa junto con Chrysler y General Motors, buscó la ayuda financiera en las audiencias del Congreso en Washington, bajo el fundamento de empeoramiento de las condiciones causadas por la crisis de la industria automotriz. Las 3 empresas presentaron planes de acción para la sostenibilidad de la industria. La empresa cerró el año 2008 con mayores pérdidas con respecto a las del año anterior.

Sin embargo, en el año 2009 se convirtió en el tercer fabricante de vehículos en Europa después de Volkswagen y PSA Peugeot Citroën, razón por la cual comienza a recuperarse después de 4 años consecutivos de pérdidas.

En la Tabla 8; **Error! No se encuentra el origen de la referencia.**, se presenta la rentabilidad anualizada del resto de empresas estadounidenses del sector industrial.

**Tabla 8: Empresas estadounidenses (resto del sector industrial)**

Empresa	Rentabilidad anualizada (2000-2009)	Sector industrial
Avon	14,68%	Productos cosméticos y de belleza
Caterpillar Inc.	19,19%	Maquinaria pesada y accesorios industriales
Coca-Cola Enterprises	8,18%	Alimentos y bebidas
Boeing Company	10,25%	Aeroespacial
General Electric Co.	-4,93%	Herramientas eléctricas y electrodomésticos
Whirlpool Corporation	13,53%	Herramientas eléctricas y electrodomésticos
Chevron Texaco Corp.	11,97%	Petroleo

Fuente: elaboración propia.

En general, este sector reflejó rentabilidades positivas durante el período analizado. Por su parte, las empresas Caterpillar y Avon muestran la rentabilidad anualizada más alta del grupo de empresas del sector. El comportamiento de la rentabilidad anualizada de todas las empresas de este sector, es contraria al comportamiento de la rentabilidad del  $S\&P_{100}$  y  $S\&P_{500}$  es decir, el grupo de acciones del sector industrial fueron en general más rentables

que el mercado excepto General Electric Co. que refleja una rentabilidad anualizada negativa superior al mercado.

El último sector en el cual se agrupan las empresas estadounidenses es el sector servicios, y está representado por 2 empresas del sector financiero y 2 empresas del área hoteles, entretenimiento y ocio.

En la Tabla 9 , se observa que de las 4 empresas incluidas en este sector, 3 reflejan rentabilidades anualizadas positivas, pero una de ellas muestra una rentabilidad anualizada negativa superior que la del mercado (Citigroup Inc.).

**Tabla 9: Empresas estadounidenses (sector servicios)**

Empresa	Rentabilidad anualizada (2000-2009)	Sector servicios
Bank of New York	2,30%	Financiero
Citigroup Inc.	-7,89%	Financiero
Marriot International	11,53%	Hoteles, entretenimiento y ocio
Walt Disney Co.	6,13%	Hoteles, entretenimiento y ocio

Fuente: elaboración propia.

### 3.1.3 Rentabilidad de los títulos del mercado español.

La rentabilidad mensual de las empresas españolas también puede verse en el apéndice B. En este apartado, también se ha determinado la rentabilidad anualizada de cada empresa y del mercado, para el período 2000-2009.

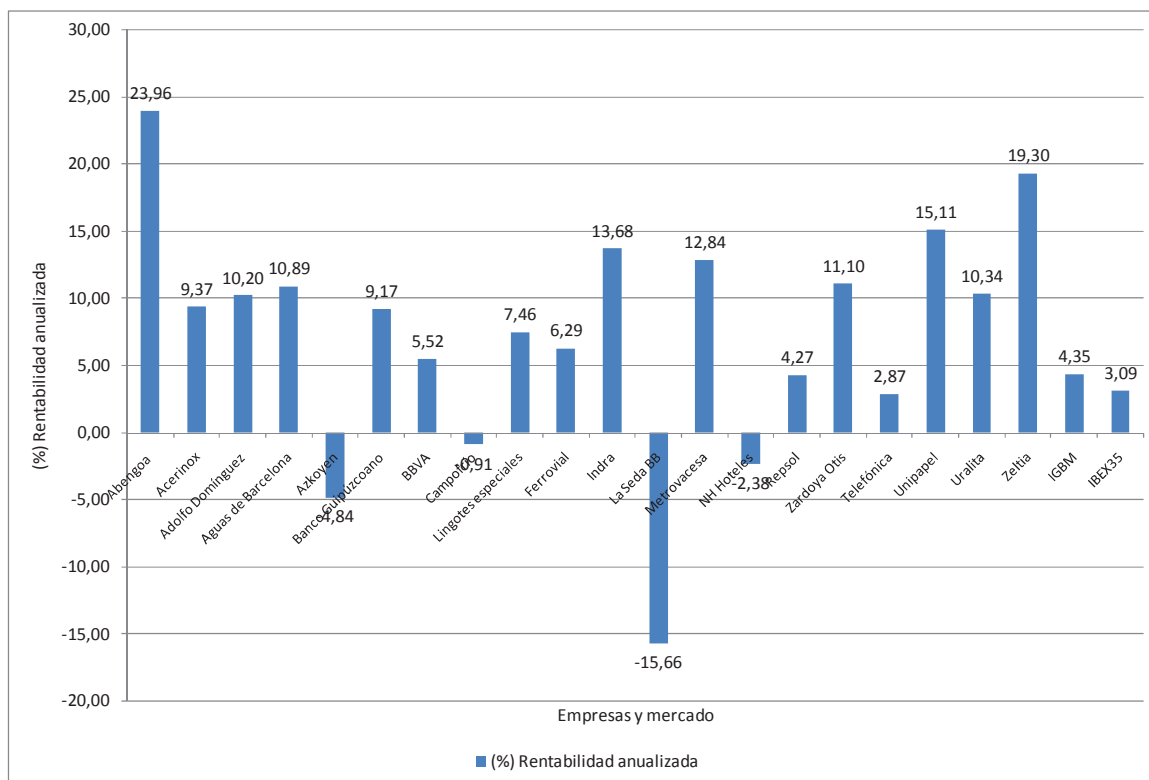
Se observa 9 empresas con rentabilidad anualizada superior al 10% e inferior al 24%. De mayor a menor rentabilidad anualizada: Abengoa, Zeltia, Unipapel, Indra, Metrovacesa, Zardoya Otis, Aguas de Barcelona, Uralita y Adolfo Domínguez.

También hay 7 empresas que reflejan rentabilidades anualizadas positivas pero inferiores al 10%. De mayor a menor rentabilidad anualizada: Acerinox, Banco Guipuzcoano, Lingotes Especiales, Ferrovial, BBVA, Repsol y Telefónica.

No obstante, las últimas 4 empresas reflejan rentabilidades anualizadas negativas. De mayor a menor rentabilidad anualizada negativa: La Seda BB, Azkoyen, NH Hoteles y Campofrío.

Durante el período 2000-2009, especialmente en el año 2002, los inversores se refugiaron en la renta fija. En el Gráfico 10 se puede apreciar las rentabilidades anualizadas de las empresas españolas.

**Gráfico 10: Rentabilidad anualizada de títulos españoles (2000-2009)**

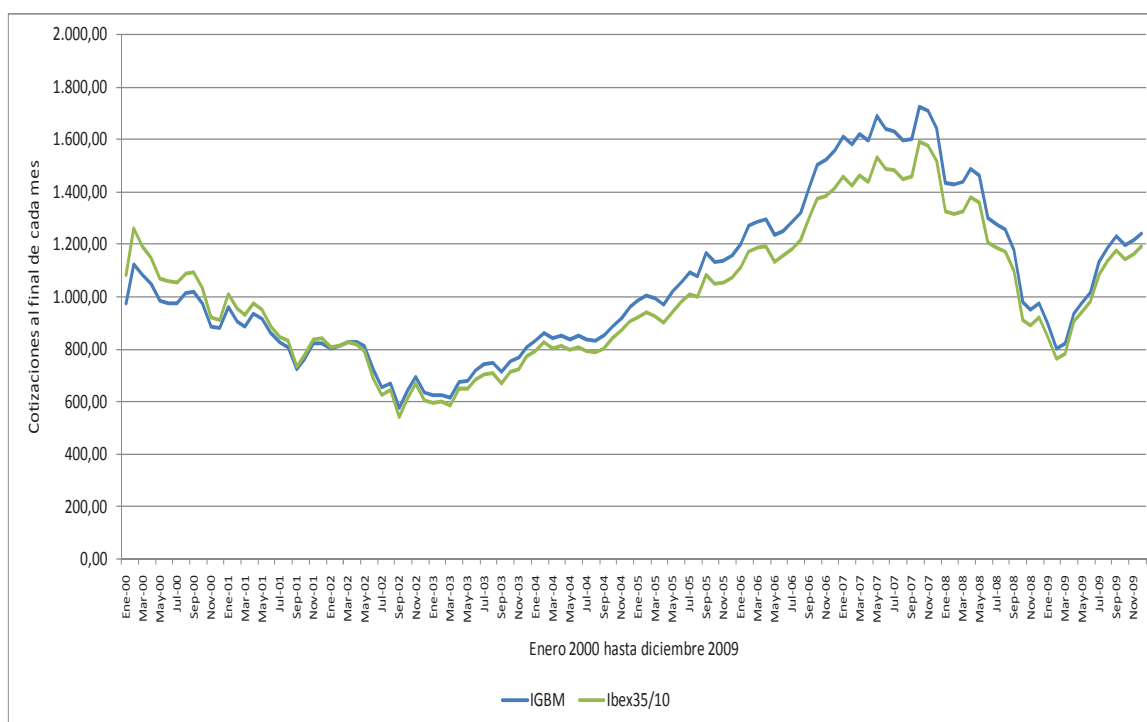


De un total de 20 empresas, 14 poseen rentabilidad anualizada superior al mercado y únicamente 6 de ellas muestran rentabilidad anualizada por debajo del mercado, y de estas 4 con rentabilidad anualizada negativa.

El mercado español que está representado por los índices *IBEX<sub>35</sub>* e *IGBM*, muestra una rentabilidad anualizada de 4,35% y 3,09% respectivamente, durante el período enero 2000 hasta diciembre 2009. Se observa que esa rentabilidad está por debajo de los rendimientos de la mayoría de las empresas consideradas en el estudio, como puede verse en el Gráfico 11.

Este mercado venía comportándose con tendencia a la baja desde 1999 producto de la burbuja tecnológica de 2000 y la posterior crisis producto de la burbuja tecnológica que ha afectado a todos los mercados del mundo. Adicionalmente, el mercado español también sufrió el efecto contagio de la crisis de Argentina y Brasil, países en los que la presencia de capital español es importante. Igualmente, en el año 2007, el mercado español sufrió el efecto contagio de la crisis inmobiliaria de los Estados Unidos.

**Gráfico 11: Cotizaciones mensuales del IGBM y del IBEX<sub>35</sub> (2000-2009)**



También se observó que durante el período completo se pueden identificar dos fases: la primera es de caída que comprende desde el enero de 2000 hasta inicios de 2003, y la segunda fase es de recuperación a partir de inicios de 2003 hasta mediados del año 2007, cuando comienza una nueva caída del mercado que parece durar hasta principios del 2009. Gráficamente, el mercado español tiene un comportamiento parecido al mercado estadounidense.

Con la finalidad de comentar las rentabilidades anualizadas de las empresas españolas, también se hizo la agrupación de las mismas por sectores de actividad económica. En la Tabla 10, se presentan las empresas del sector servicios.

**Tabla 10: Empresas españolas (sector servicios)**

<b>Empresa</b>	<b>Rentabilidad anualizada (2000-2009)</b>
Abengoa	23,96%
Aguas de Barcelona	10,89%
NH Hoteles	-2,38%

Fuente: elaboración propia.

Se observa que 2 de estas empresas (Abengoa y Aguas de Barcelona) muestran rentabilidades anualizadas positivas superiores al mercado; mientras que NH Hoteles tiene una rentabilidad anualizada negativa incluso por debajo del mercado. Abengoa, es una empresa multinacional fundada en 1941, que centra su actividad en el desarrollo y la innovación dentro del ámbito de las tecnologías de la información, las energías renovables, los biocombustibles y el respeto al medio ambiente. Durante el período 1990-2003, se caracterizó por ser para esta empresa una etapa de innovación basada en actividades con mayor componente tecnológico en lo referente a montajes e instalación dentro de los sectores industrial, energético y de telecomunicaciones, aspectos que marcaron un avance para la empresa. En enero de 2008, comenzó a cotizar en el *IBEX*<sub>35</sub>. Todas las empresas del grupo Abengoa poseen el sistema Gestión Integral SGI que involucra ISO 9000, ISO 14000 y OSHA 18000.

La empresa Aguas de Barcelona está constituida con un grupo de más de 200 empresas de servicios relacionados con el ciclo integral del agua, el medio ambiente y la salud. Suministra agua potable y ofrece mecanismos de salubridad en el agua de desecho en Andorra, Argentina, Chile, Colombia, Cuba, México, China y Reino Unido. El otro sector de actividad son los seguros de salud.

NH Hoteles (Navarra Hoteles) es una de las grandes cadenas de hoteles españoles y la tercera en Europa. En el año 2000, compró la cadena holandesa Krasnapolsky, en junio de 2001 adquirió la cadena mejicana Krystal, en el año 2002 negoció la cadena alemana Astron y en el 2007, la cadena italiana Jolly Hotels. En el año 2009 se fusionó con la cadena Hoteles Hesperia.

En la Tabla 11, se encuentra la única empresa del sector inmobiliario considerada.

**Tabla 11: Empresas españolas (sector inmobiliario)**

Empresa	Rentabilidad anualizada (2000-2009)
Metrovacesa	12,84%

Fuente: elaboración propia.

Esta empresa fue fundada en 1908, representa la primera inmobiliaria española y una de las 5 más importantes de Europa. Su actividad se centra en el alquiler, la promoción, y gestión dentro de líneas de negocio como: oficinas, viviendas, centros comerciales, hoteles, locales industriales, entre otras. La alta rentabilidad anual durante el período 2000-2004, bastante por encima del mercado, se podría explicar por la sobrevaloración de los activos inmobiliarios producto del aumento de la demanda de vivienda, por causa del fenómeno *baby boom*.<sup>338</sup>

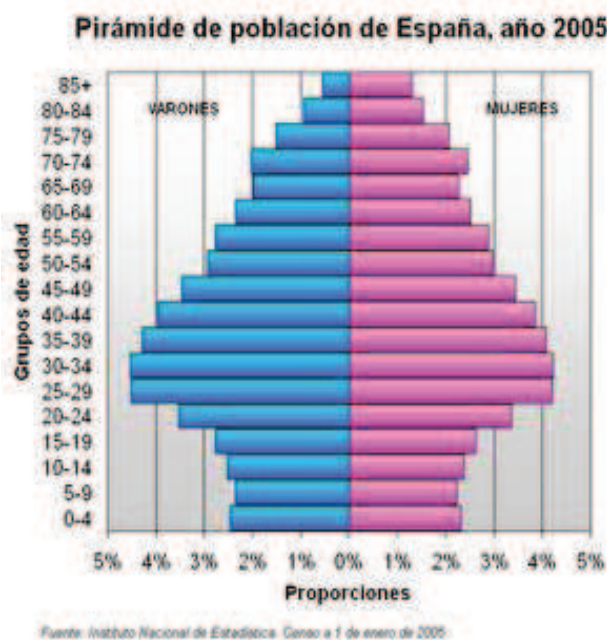
Para explicar este fenómeno en España, se retrocedió a 1939, año en que termina la Guerra Civil, pero las tasas de natalidad se comenzaron a recuperar después de los años 40, especialmente desde los años 50 hasta los años 70, dado que también en estas dos últimas décadas, disminuyeron las corrientes migratorias de españoles básicamente a América, Alemania, Suiza y Francia. Por tanto, los ciudadanos españoles nacidos durante los años 60 y 70, constituyen población joven y en edad de trabajar, y fueron quienes entre los años 2000-2004, pudieron adquirir sus viviendas propias a través de las hipotecas con bajos tipos de interés, el incremento de la renta y la inserción de la mujer al trabajo.

En la pirámide de población<sup>339</sup> que se muestra en el Gráfico 12, se observa el fenómeno *baby boom* en las generaciones de 25 a 45 años de edad, que son ciudadanos nacidos durante los años 60 y 70.

<sup>338</sup> En España: aumento de la natalidad, posterior a un largo período de Guerra Civil.

<sup>339</sup> Instituto Nacional de Estadística. Censo a enero de 2005.

**Gráfico 12: Pirámide de población de España, año 2005**



Otro factor que también podría explicar la alta rentabilidad del sector inmobiliario durante el período 2000-2004, fue el incremento de la población extranjera en España,<sup>340</sup> que acompañado de los bajos tipos de interés y del tipo europeo de oferta interbancaria (Euribor)<sup>341</sup> que estaban cercanos al valor de la inflación durante el 2000 al 2002; y por debajo de la inflación durante el 2003 y 2004. No obstante, en octubre de 2003, la Comisión Europea ya había advertido la existencia de una burbuja especulativa, pues era evidente el incremento del precio nominal de los inmuebles; y ante el riesgo de un posible aumento futuro de los tipos de interés o deterioro del mercado laboral, el Banco Central Europeo incitó una corrección a la baja en los precios de los inmuebles. Según informe del Banco de España, al final de 2002 los precios de los inmuebles estaban sobrevalorados entre un

<sup>340</sup> Según el Ministerio del Trabajo y Asuntos Sociales y el INE de España, el porcentaje de extranjeros censados durante el período 2000 al 2004 se incrementó de la siguiente manera: en comparación a 1998, en el año 2000 se incrementó en 2,28%; en 2001 en 3,33%; en 2002 4,73%; en 2003 en 6,24% y 2004 en 7,02%.

<sup>341</sup> *European Interbank Offered Rate*. Es el tipo de interés interbancario de la zona euro. Ese promedio lo calculan con datos de más de 60 bancos europeos. Este tipo de interés lo usan como referencia para los préstamos bancarios.

8% y un 20%;<sup>342</sup> al final del 2004 el sector inmobiliario estuvo sobrevalorado entre 24% y 35% y en el año 2005 llegó al 50%.<sup>343</sup>

Algunos analistas señalan que en España se inició una burbuja especulativa del mercado inmobiliario aproximadamente en 1985 y culminó en el año 2007, pues ese incremento del precio nominal de los inmuebles se comenzó a desplomar en 2007, debido la incapacidad del mercado en España para absorber la enorme oferta de viviendas construidas que estaban vacías y disponibles, por la ausencia de liquidez del sistema financiero causada por la crisis de las hipotecas *subprime*<sup>344</sup> en Estados Unidos en agosto de 2007, y por el deterioro interno de la economía española, la carencia de financiación y el agotamiento del modelo de crecimiento basado en la construcción, al reducirse los retornos de la inversión provocando la salida del mercado de los especuladores. Estos motivos son los que explican el descenso del beneficio neto de la empresa durante los años 2007 y 2008. Según la información financiera de la empresa Metrovacesa,<sup>345</sup> en el año 2007 el beneficio neto descendió en un 30% en comparación con el año anterior, y en el 2008 descendió en un 41,23% con respecto al año 2007 y reportó pérdidas de 737,6 millones de euros.

Del sector financiero español fueron incorporados el Banco Guipuzcoano y el Banco Bilbao Vizcaya Argentaria (BBVA), y sus rentabilidades anualizadas se presentan en la Tabla 12.

### Tabla 12: Empresas españolas (sector financiero)

---

<sup>342</sup> Diario El País 03/10/2003. "El Banco de España avisa del riesgo de un ajuste brusco en la vivienda" [http://www.elpais.com/articulo/economia/Banco/Espana/avisa/riesgo/ajuste/brusco/vivienda/elpepieco/20031003elpepi eco\\_3/Tes](http://www.elpais.com/articulo/economia/Banco/Espana/avisa/riesgo/ajuste/brusco/vivienda/elpepieco/20031003elpepi eco_3/Tes) Fecha de consulta: 08 de septiembre de 2007.

<sup>343</sup> Informes económicos del Banco de España. <http://www.bde.es/webbde/es/secciones/informes/index.html> Fecha de la consulta: 08 de septiembre de 2007.

<sup>344</sup> La crisis de las hipotecas *subprime* la explicaremos más adelante.

<sup>345</sup> Sitio web de la empresa Metrovacesa

<http://www.metrovacesa.com/Web/corporativo/accionistas/resultados/magnitudes/cuenta-resultados/> Fecha de la consulta: 31 de mayo de 2010. La información financiera de la empresa está publicada oficialmente por la empresa hasta el año 2008, es decir, a la fecha no se pudo ver el resultado del ejercicio económico 2009.



<b>Empresa</b>	<b>Rentabilidad anualizada (2000-2009)</b>
Banco Guipuzcoano	9,17%
BBVA	5,52%

Fuente: elaboración propia.

Estos bancos reflejan rentabilidades positivas superiores que el mercado. Entre los factores que favorecieron a este sector durante este período, se encuentra la mejora de la eficiencia y de la gestión de los niveles de riesgo y solvencia, al dar cumplimiento a las iniciativas regulatorias para el control ante la complejidad y amplitud que había adquirido la actividad bancaria de cara a la globalización financiera. Estos aspectos engloban mejoras en los procesos de innovación en productos financieros y no financieros, procesos internos y canales. Al respecto, es importante destacar que el Banco Guipuzcoano y el BBVA se han identificado como entidades financieras de referencia que han sido analizadas por Cotec<sup>346</sup> y cuyos procesos se considera que pueden ser aplicados en otros bancos o empresas españolas.

Sin embargo, este sector también experimentó intensa competencia entre las diferentes entidades de crédito, pues desde 1996 habían venido ocurriendo fusiones y adquisiciones entre bancos. Otro aspecto que caracteriza al sector, es el proceso de internacionalización de la banca española. Por su parte el BBVA durante el período 2000-2004, ya tenía una posición líder en el mercado español, y continuaba extendiéndose en América Latina, Estados Unidos y Asia, lo que le representó una alta inversión por concepto de internacionalización. Al respecto Mascareñas y González (2007)<sup>347</sup>, señalan: “un aspecto clave de la globalización financiera es el que atañe a las operaciones financieras transfronterizas, es decir, adquisiciones de acciones y bonos, préstamos de inversión e inversión directa exterior.”

Otro aspecto que afectó al sector financiero fue la crisis inmobiliaria de los Estados Unidos y su efecto contagio en España, porque este sector venía sufriendo descenso en sus

<sup>346</sup> Fundación para la innovación tecnológica en la empresa y en la sociedad española. <http://www.cotec.es/index.php/pagina/publicaciones/buscar-por-temas/show/id/143/titulo/informes-anales> Fecha de la consulta: 10 de septiembre de 2010.

<sup>347</sup> MASCAREÑAS J. y GONZÁLEZ F.S. (2007). “Análisis de la globalización de los mercados financieros con especial referencia a la evolución reciente de la correlación entre ellos.” *CLM Economía*, Nº 10, pp. 287-310.

utilidades anuales debido al importante endeudamiento del sector empresarial, la rápida expansión crediticia antes de la desaceleración económica en el 2008 y la significativa concentración de riesgos en los sectores de la construcción y el sector inmobiliario.

En la Tabla 13, se muestran las empresas del sector tecnológico que fueron consideradas en este estudio.

**Tabla 13: Empresas españolas (sector tecnológico)**

<b>Empresa</b>	<b>Rentabilidad anualizada (2000-2009)</b>
Indra	13,68%
Telefónica (oper.telecom)	2,87%

Fuente: elaboración propia.

Ambas empresas reflejan rentabilidad anualizada positiva; aunque el rendimiento anualizado de Indra se ubicó por encima del mercado, el de Telefónica a pesar de haber sido positivo, estuvo por debajo del mercado.

La compañía Indra fundada en 1993. Esta empresa reflejó una rentabilidad anualizada positiva 10 veces mayor que el mercado y se caracterizó por su tendencia alcista. La empresa es considerada dentro del *IBEX<sub>35</sub>* desde julio de 1999. Parte de sus ventas provienen de los mercados internacionales. Dispone de redes de centros de desarrollo de software repartidos por todo el mundo: Europa del Este, América Latina, sudeste asiático. Australia y España. Tiene acuerdos con universidades y centros de investigación con los cuales tiene proyectos de investigación y desarrollo (I+D), impulsa la formación e incorpora a profesionales en las nuevas tecnologías. Este resultado fue producto de su éxito como compañía multinacional de capital español. Su negocio se enfoca en las tecnologías de la información, sistemas de defensa, sistemas electrónicos, transporte y consultoría electrónica. Es la primera empresa del sector en España y de las que más invierte en I+D, y además provee equipos electrónicos a gobiernos de los 5 continentes y es el principal

suministrador extranjero de dispositivos esenciales para los aviones de combate F-18 para la armada de los Estados Unidos. Dentro de su negocio también se incluyen los programas informáticos para el conteo de votos, cuyos sistemas han sido utilizados en elecciones de España, Francia, Noruega, Portugal, Estados Unidos, Argentina, Colombia y Ecuador.

Por su parte, Telefónica durante el período 2000-2004, refleja rendimientos negativos, debido a que se vio afectada por la burbuja tecnológica y la crisis de las economías de América Latina. Durante este período la empresa experimentó un crecimiento por adquisiciones que le representó fuertes inversiones. Hizo 2 negocios globales como fue Telefónica Móviles y Telefónica DataCorp, para el negocio de datos y servicios para empresas que se sumaban a otras 3, creadas en el año anterior: Terra, Telefónica Publicidad e Información (TPI) y Telefónica Media. También, continuaba su expansión en Latinoamérica ya que hizo un acuerdo con Motorola para la compra en Méjico de 4 operadoras, realizó una oferta pública de acciones en Telefónica de Argentina, Telesp y Tele Sudeste (Brasil) y Telefónica de Perú; compró la cadena Argentina Telefé y la productora holandesa Endemol. En 2001, Telefónica y Portugal Telecom crearon una empresa conjunta que agrupó todos sus activos de telefonía móvil en Brasil, la cual operó bajo la marca comercial Vivo. En octubre de 2004, la empresa adquirió los activos de las operadoras de telefonía móvil de BellSouth en América Latina, con lo cual amplió su presencia en Argentina, Chile, Perú, Venezuela, Colombia, Ecuador, Uruguay, Guatemala, Nicaragua y Panamá.

Telefónica también se vio afectada por la devaluación del peso argentino y del real brasileño que incidió en la caída del crecimiento del beneficio incluso en las pérdidas sufridas al cierre del 2002. En ese mismo año, los valores de la pequeña y mediana capitalización se comportaron mejor que las grandes empresas de la bolsa española como Telefónica y los grandes bancos como el BBVA.

Los resultados positivos de la empresa comenzaron después del 2004, porque logró duplicar su tamaño en todos los sentidos: clientes, empleados, activos, valor bursátil y

resultado neto. Según el sitio web: Accionistas e inversores de Telefónica,<sup>348</sup> se pueden ver las cifras del resultado neto anual desde el año 2001, que se resumen en la Tabla 14.

**Tabla 14: Resultado neto anual de Telefónica (2001-2009)**

Año	Resultado neto anual Millones de euros	Variación absoluta	Variación relativa
2001	2106		
2002	-5577	-7683	-27,41
2003	2203	7780	-71,68
2004	2877	674	326,85
2005	4446	1569	183,37
2006	6233	1787	248,80
2007	8906	2673	233,18
2008	7592	-1314	-677,78
2009	7776	184	4126,09

Fuente: elaboración propia. Información tomada del sitio web de la empresa

A continuación se presenta la empresa Zeltia, única considerada del sector farmacéutico.

**Tabla 15: Empresas españolas (sector farmacéutico)**

Empresa	Rentabilidad anualizada (2000-2009)
Zeltia	19,30%

Fuente: elaboración propia.

El grupo Zeltia durante el período 2000-2009, refleja una tendencia alcista con una excelente rentabilidad anualizada y esto se debe a que este grupo empresarial, que fundado en 1939, es líder mundial en el descubrimiento y desarrollo de fármacos de origen marino, emplea tecnología innovadora y ha venido realizando importantes inversiones en I+D. En el año 2000, creó una nueva empresa: Neuropharma dedicada a la investigación, producción y comercialización de productos bioactivos de origen marino obtenidos mediante síntesis, para la aplicación en terapias relacionadas con enfermedades del sistema nervioso. En 2002, ocurre la fusión por absorción de Genómica S.A. por Pharma Gen S.A. (ambas de completa propiedad de Zeltia), la cual toma el nombre de Genómica y se dedica a la investigación en el campo de genética molecular. En 2003, el grupo Zeltia adquiere la

<sup>348</sup> Acciones e inversores de Telefónica. [http://www.telefonica.com/es/shareholders\\_investors/jsp/home/home.jsp](http://www.telefonica.com/es/shareholders_investors/jsp/home/home.jsp) Fecha de la consulta: 1º de junio de 2010.

empresa española Thomil, líderes en el mercado farmacéutico e incorpora dentro de su catálogo la línea de productos de limpieza para el hogar. En 2004, el grupo realizó una ampliación de capital de Neuropharma.

La empresa ha desarrollado fármacos de origen marino contra el cáncer y el Alzheimer. En julio de 2007, obtuvo la autorización por parte de EMEA (Agencia Europea de Medicamentos, que regula medicamentos), para comercializar un nuevo producto contra el sarcoma de tejidos blandos, llamado Yondelis (trabectedina). En septiembre de 2009, la empresa fue autorizada por EMEA y en noviembre de ese año por la Comisión Europea para comercializar un nuevo producto para el cáncer de ovario, que es la combinación del Yondelis y DOXIL®/Caelyx. Recientemente comenzó los estudios para crear nuevos fármacos para combatir el cáncer de mama, próstata, pulmón y tumores pediátricos.<sup>349</sup>

Del sector industrial (maquinarias y acero) se incluyeron 4 empresas: Acerinox, Azkoyen, Lingotes especiales y Zardoya Otis que se encuentran en la Tabla 16.

**Tabla 16: Empresas españolas (sector industrial-maquinarias y acero)**

Empresa	Rentabilidad anualizada (2000-2009)
Acerinox (aceros Inoxidable)	9,37%
Azkoyen (máquinas expendedoras)	-4,84%
Lingotes especiales (hierro)	7,46%
Zardoya Otis (fábrica y reparación ascensores)	11,10%

Fuente: elaboración propia.

El grupo empresarial Acerinox es reconocido internacionalmente, como la empresa más competitiva del mundo en la fabricación de aceros inoxidables, es el segundo fabricante en el ámbito mundial y desde el año 2002, cuenta con 3 factorías con proceso integral de elaboración de productos planos: Factoría del Campo de Gibraltar (España) primera en superar el millón de toneladas en el 2001, North American Stainless NAS (Kentucky Estados Unidos) totalmente integrada desde 2002 y Columbus Stainless

<sup>349</sup> Sitio web de la empresa Zeltia. <http://www.zeltia.com/> Fecha de la consulta: 15 de abril de 2010.

(Middleburg Sudáfrica), que entró a formar parte del grupo Acerinox en el año 2002.<sup>350</sup> Este grupo empresarial se caracterizó por poseer una tendencia alcista con una rentabilidad anualizada positiva. En febrero de 2008, emprendió su ingreso al mercado asiático de Malasia. Actualmente sus ventas cubren la demanda en más de 80 países distribuidos en los 5 continentes.

Azkoyen es la única empresa con rentabilidad anualizada negativa, dentro de este grupo de empresas. Fue fundada en 1945, es un grupo multinacional español que fabrica y vende máquinas expendedoras o de venta automática: sistemas de pago, selectores de monedas para sectores de *vending*, telefonía pública, cibercafés, máquinas recreativas, aparcamientos entre otros. Los productos de la empresa se distribuyen en países de los 5 continentes.

En el año 2000 esta empresa demostró su capacidad tecnológica al lograr adaptar sus productos a la nueva moneda europea. En el 2001, convierten las 9 sociedades industriales y comerciales en 3: comercialización de maquinaria especializada y productos de consumo para los sectores de hostelería y alimentación en España y Portugal, fabricación y comercialización de máquinas *vending* y equipamiento para hostelería, desarrollo tecnológico de mecanismos y sistemas de selección, devolución y control de medios de pago.

En el 2003, pusieron en marcha el plan estratégico 2003-2006, que consistió en la consolidación y fortalecimiento de la posición en los mercados en los que opera actualmente, diversificación de mercados y rediseño corporativo y organizativo.

En el 2005, la empresa Coges SpA (especializada en el diseño, fabricación y comercialización de mecanismos y sistemas de pago) con sede en Italia, se incorporó al grupo Azkoyen. En el 2008, se incorporó al grupo la empresa Coffetek (especializada en el diseño, fabricación y comercialización de máquinas expendedoras o *vending* y dispensadores de bebidas calientes) con sede en el Reino Unido y la empresa Primiom

---

<sup>350</sup> Sitio web de la empresa Acerinox. [http://www.acerinox.es/Grupo\\_Acerinox/Descripcion/index.html?\\_setlocale=es](http://www.acerinox.es/Grupo_Acerinox/Descripcion/index.html?_setlocale=es)  
Fecha de la consulta: 15 de abril de 2010.

Technology con sede en Alemania (especializada en fabricación, venta e instalación de sistemas de software y hardware para el control de sistemas integrados de seguridad).<sup>351</sup>

La empresa Lingotes especiales es una empresa dedicada a la fundición de hierro que incluye el diseño y fábrica con estándares de calidad de piezas de hierro gris y esferoidal para componentes del sector de la automoción, electrodomésticos y obra civil.

---

<sup>351</sup> Sitio web de la empresa Azkoyen. <http://www.azkoyen.com/quienes-somos> Fecha de la consulta: 15 de abril de 2010.

Fue fundada en 1968, desde finales de los años 80 fueron homologados según patrones de calidad (EAQF, QS-9000, VDA)<sup>352</sup> y cotiza en la bolsa desde 1989. Actualmente, los productos de la empresa están certificados según la especificación técnica ISO/TS 16949:2002<sup>353</sup> y la norma ISO 9001: 2000. Según información financiera de la sociedad, los resultados individuales durante los últimos 9 años han sido positivos y oscilan entre 364 y 3.868 millones de euros.<sup>354</sup>

Finalmente, la empresa Zardoya Otis ocupa el primer lugar en la fabricación, instalación y mantenimiento de ascensores, escaleras mecánicas y cintas transportadoras. A finales de noviembre de 2007, el grupo disponía de 3 plantas de producción establecidas en España y exportaban a otros países de América, Europa y Asia. La empresa tiene más de 63.000 empleados en todo el mundo, facturó en el año 2008 en el ámbito mundial, 12,9 millones de dólares. La ingeniería y centros de prueba más importantes están ubicados en las instalaciones de ingeniería en China, la República Checa, Francia, Alemania, Japón, Korea, España y Estados Unidos y las dos torres de prueba más altas de la compañía están localizadas en Shibayama, Japón (154 metros por encima del suelo; 27 metros de subterráneo) y en Bristol, Conn., Estados Unidos (116 metros por encima del suelo).<sup>355</sup>

Dentro del sector industrial también se consideró la empresa Repsol que pertenece al sector petróleo y gas natural. En la Tabla 17 se hace referencia a la rentabilidad anualizada obtenida por esta compañía durante el período en estudio.

---

<sup>352</sup> Mediante la certificación EAQF el organismo certificador declara haber obtenido la confianza adecuada en la conformidad del sistema de la calidad de la empresa, debidamente identificada, con el referencial de "evaluación de aptitud calidad proveedores" (EAQF). La especificación técnica QS-9000 define las expectativas fundamentales del sistema de la calidad de los fabricantes de automóviles Chrysler, Ford y General Motors, además de los fabricantes de camiones y otras compañías que suscriben el documento, respecto de los suministradores internos y externos de piezas y de materiales para producción y servicio posventa. El referencial VDA6 define las expectativas fundamentales del sistema de la calidad de los constructores de vehículos alemanes. Mediante la evaluación VDA6 el organismo certificador declara haber obtenido la confianza adecuada en la conformidad del sistema de la calidad de la empresa, debidamente identificada, con el referencial VDA6. Información tomada del sitio web del Observatorio Calidade de Galicia. <http://www.observatoriogalicia.org/calidade/referencial.asp> Fecha de la consulta: 03 de junio de 2010.

<sup>353</sup> El referencial ISO/TS 16949 es el resultado de la armonización de los referenciales del automóvil AVSQ-94, EAQF-94, QS 9000 y VDA 6.1. Para realizar esta certificación se ha firmado un contrato con IATF (International Automotive Task Force) por el que se autoriza a AENOR a certificar los sistemas de la calidad de las empresas según la norma UNE-ISO/TS 16949. Información tomada del sitio web del Observatorio Calidade de Galicia. <http://www.observatoriogalicia.org/calidade/referencial.asp> Fecha de la consulta: 03 de junio de 2010.

<sup>354</sup> Sitio web de la empresa Lingotes especiales. <http://www.lingotes.com/contenidos/content.asp?contentid=33&nodeid=33> Fecha de la consulta: 03 de junio de 2010.

<sup>355</sup> Sitio web de la compañía Zardoya Otis. <http://www.otis.com/site/es-esl/Pages/SobreOtis.aspx?menuId=6> Fecha de la consulta: 03 de junio de 2010.



**Tabla 17: Empresas españolas (sector industrial-petróleo y gas natural)**

Empresa	Rentabilidad anualizada (2000-2009)
Repsol	4,27%

Fuente: elaboración propia.

Repsol YPF es una empresa internacional integrada, de petróleo y gas, con actividades en más de 30 países y líder en España y Argentina. Sus actividades se centran en la explotación, producción, refinación, marketing, química, gas y electricidad. Es una de las 10 mayores petroleras privadas del mundo y la mayor compañía privada energética en Latinoamérica en término de activos. Aunque durante el período enero 2000 a diciembre 2009, refleja una rentabilidad anualizada positiva similar a la del mercado, este sector junto con los grandes bancos y la compañía Telefónica, sufrieron las consecuencias de su exposición ante la crisis de las economías de América Latina. Durante el período 2000-2002, esta empresa se vio afectada por la entrada de Lula Da Silva a la presidencia de Brasil y el radicalismo que envolvía su discurso, lo cual causó nerviosismo en los inversores de todo el mundo. Así mismo, ha sido afectada por la crisis de la devaluación del peso argentino y también por la decisión del gobierno argentino, de abandonar la paridad con el dólar y la limitación de exportación de crudo decretada por ese mismo gobierno. También se vio afectada por el incremento del precio del petróleo, la huelga general en Venezuela (país exportador de petróleo), y el ambiente de preguerra entre Estados Unidos e Irak ante la insistencia del gobierno estadounidense por derrocar a Sadam Husein de la presidencia de Irak. A finales de 2002 cerró con una caída superior al 20%. En el año 2007 adquirió el 14,9% del grupo argentino Petersen y a finales de 2008, la empresa rusa Lukoil manifestó el interés en la adquisición de un 30% aproximadamente de las acciones de Repsol (20% pertenecientes a Sacyr y 10% de Caja de Madrid).<sup>356</sup>

En el sector industrial, también fueron consideradas 2 empresas pertenecientes al grupo: contratistas y materiales de la construcción como son Ferrovial y Uralita. En la Tabla 18, se muestra su rentabilidad anualizada.

<sup>356</sup> Sitio web de la compañía Repsol YPF. [http://www.repsol.com/es\\_es/corporacion/conocer-repsol/perspectiva\\_historica/](http://www.repsol.com/es_es/corporacion/conocer-repsol/perspectiva_historica/) Fecha de la consulta: 03 de junio de 2010.

**Tabla 18: Empresas españolas (sector industrial- contratistas y materiales de construcción)**

Empresa	Rentabilidad anualizada (2000-2009)
Ferrovial (construcción de infraestructura)	6,29%
Uralita (materiales de construcción)	10,34%

Fuente: elaboración propia.

La empresa Ferrovial fue fundada en 1952, es uno de los mayores grupos privados que gestiona y administra infraestructuras de transporte en el mundo, y su actividad se centra en el servicio de mantenimiento de aeropuertos, autopistas, aparcamientos y servicios urbanos. La empresa hizo importantes inversiones desde el año 2000, encaminadas a diversificar su actividad y su presencia fuera de España. Ha sido reconocida en los mercados financieros, ya que desde el año 2002, ha sido seleccionada en el DJSI World y el DJSI Stoxx, y a partir del 2004, es miembro del prestigioso índice FTSE4Good (Footsie for Good). Esta empresa se ha caracterizado, por ser una compañía del grupo defensivo con beneficios recurrentes año tras año. En el año 2006 adquirió el operador de aeropuertos británicos y ese mismo año vendió la inmobiliaria Habitat. Su expansión hacia el extranjero incluyó la construcción de la terminal del aeropuerto de Varsovia, construcción de la presa de Monción en República Dominicana y posee una subsidiaria dedicada al mantenimiento del metro de Londres. A finales del 2009 adquirió la constructora de autopistas Cintra.<sup>357</sup>

La segunda empresa incluida en este sector es Uralita que fundada en 1907. Su actividad es la fabricación de materiales de construcción: aislantes, tejados, ladrillos, tuberías, fibrocementos, yesos, aparatos sanitarios entre otros. Esta empresa se caracterizó por su internacionalización durante el período 2000-2004. En el año 2002, adquirió el negocio de aislantes de la empresa alemana Pfleiderer AG que le aportó una plataforma de crecimiento en Europa del Este y Rusia. En ese mismo año, la corporación empresarial Nefinsa propiedad de la familia Serratos, adquirió el 45,7% de la sociedad y la entrada de

<sup>357</sup> Sitio web de la compañía Ferrovial. <http://www.ferrovial.com/es/Nuestra-compania/Historia> Fecha de la consulta: 03 de junio de 2010.

este nuevo accionista propició la elaboración de un plan estratégico para el período 2004-2006, incluyendo negocios con mejores perspectivas para el futuro en términos de rendimiento y rentabilidad. Según informes financieros de la empresa, la cifra de negocios en el ejercicio 2008, ascendió a 1.007 millones de euros, de los cuales más de un 55% se realizaron fuera de España. Tiene sus oficinas corporativas en Madrid (España) y contaba a 31 de diciembre de 2008 con una plantilla de 4.000 empleados y 41 fábricas en Europa en funcionamiento y dos en construcción.<sup>358</sup>

Estas 2 empresas del sector de contratistas y materiales de construcción, mantuvieron un comportamiento de crecimiento y expansión internacional con una tendencia alcista y de prosperidad especialmente durante el período 2000-2006.

También se han considerado 3 empresas dentro del sector industrial dedicadas a las actividades de procesamiento de papel, cartón, textil y plástico, la cuales se relacionan en la Tabla 19.

**Tabla 19: Empresas españolas (sector industrial- papel, cartón, textil y plástico)**

<b>Empresa</b>	<b>Rentabilidad anualizada (2000-2009)</b>
Adolfo Domínguez (textil)	10,20%
La Seda B.B. (textil y plástico)	-15,66%
Unipapel (papel y cartón)	15,11%

Fuente: elaboración propia.

La empresa Adolfo Domínguez, durante el período 2000-2009, obtuvo una rentabilidad positiva por encima del mercado. Esta empresa tiene más de 30 años y está identificada con una imagen de clase y diferenciación respecto de la competencia. Para su expansión internacional enfocó su negocio en la gestión integrada abarcando el diseño, producción y distribución a través de una extensa red de tiendas propias y franquicias ubicadas en Europa, América Latina, Japón, China, Estados Unidos y sudeste asiático.<sup>359</sup>

<sup>358</sup> Sitio web de la empresa Uralita.

<http://www.uralita.com/Inicio/Informaci%C3%B3nGeneralGrupo/Descripci%C3%B3ndelGrupoUralita/tabid/93/Default.aspx> Fecha de la consulta: 03 de junio de 2010.

<sup>359</sup> Sitio web de la empresa Adolfo Domínguez.

La empresa La Seda BB fue fundada en 1925 y comenzó produciendo hilo de rayon viscoso. Opera en 11 países europeos y se encarga de la fábrica y venta de *PET-Packaging* (preformas y envases) y PET reciclado.<sup>360</sup> Esta empresa muestra la rentabilidad anualizada negativa y más baja del grupo de empresas en estudio.

La empresa Unipapel, obtuvo la rentabilidad anualizada positiva y superior al mercado. Esta empresa es líder en España en la producción y distribución de sobres, bolsas, material escolar, material de archivo y material de oficina. Transforma diariamente más de cien kilos de cartón y papel, bajo el Certificado de Calidad ISO 9002 y Certificado de Gestión Medio Ambiental ISO 14001.<sup>361</sup>

La última empresa que se incluyó dentro del sector industrial tiene como actividad la producción de alimentos y se trata de Campofrío.

**Tabla 20: Empresas españolas (sector industrial- alimentación)**

Empresa	Rentabilidad anualizada (2000-2009)
Campofrío (alimentos)	-0,91%

Fuente: elaboración propia.

Esta empresa es un grupo internacional de alimentación y nutrición orientada al procesamiento de carnes, con inversiones en 3 continentes e instalaciones industriales en 6 países. Fue fundada en 1952 en Burgos, salió a bolsa en 1988 y su internacionalización comenzó en 1990. La empresa refleja una rentabilidad anualizada negativa y consultando los estados financieros de la entidad, se pudo observar que esta situación se debe a los resultados de los ejercicios de los años 2006 y 2007, que descendieron (23.963 millones de euros a 16.615 millones de euros respectivamente); y del 2008 y 2009 que muestran valores negativos (-8.318 millones de euros y -5.236 millones de euros).<sup>362</sup>

[http://www.adolfodominguez.com/indexAD.php?id\\_doc=Home&est=0&id\\_est=0&lg=ES&tod=no](http://www.adolfodominguez.com/indexAD.php?id_doc=Home&est=0&id_est=0&lg=ES&tod=no) Fecha de consulta: 03 de junio de 2010.

<sup>360</sup> Sitio web de la empresa La Seda B.B. [http://www.laseda.es/index2.php?lang=es&ID\\_cat=174](http://www.laseda.es/index2.php?lang=es&ID_cat=174) Fecha de consulta: 03 de junio de 2010.

<sup>361</sup> Sitio web de la empresa Unipapel. <http://www.unipapel.com/> Fecha de consulta: 03 de junio de 2010.

<sup>362</sup> Información pública periódica de la empresa Campofrío.

El 2000, fue el año de la concentración, compra a OMSA y ocurre la fusión con Navidul. En el 2002, crearon las sociedades Primayor Alimentación S.L. y Primayor Andalucía S.A., lo cual obligó a la empresa a realizar una ampliación de capital porque tenía una deuda alta y además vendió algunas de sus filiales menos rentables o poco estratégicas como: Ostroleka, Delicass, Interviande. En el 2004, es la empresa líder en el sector de elaborados cárnicos en España y cuenta con una importante presencia internacional en Portugal, Francia y algunos países de Europa del Este (Rusia, Polonia y Rumania).

Según informes financieros de la empresa, en el año 2007 contaba con 5.198 empleados, con una facturación de 968 millones de euros y su capitalización de mercado fue de 480 millones de euros en junio de 2008. Ese año se fusionó con las empresas Groupe Smithfield Holdings, SL (Groupe Smithfield), la empresa mixta de Smithfield Foods Inc. (NYSE: SLE) (Smithfield Foods) y Oaktree Capital Management.<sup>363</sup>

### **3.1.4 Rentabilidad de los títulos del mercado mejicano.**

La variación mensual de la rentabilidad de las empresas mejicanas también puede verse en el apéndice C. Con estos datos se determinó la rentabilidad anualizada de cada empresa y del mercado, para el período 2000-2009.

Con respecto al mercado mejicano, las acciones con mayor rentabilidad anualizada son: Mexichen y Televisa CPO, que muestran rentabilidad anualizada por encima del 100% y muy por encima del mercado. Además, todas las acciones seleccionadas es este mercado muestran rentabilidades anualizadas positivas.

De un total de 20 acciones mejicanas analizadas, 15 de ellas reflejan rentabilidades anualizadas positivas superiores a la rentabilidad del mercado representado por el IPC; mientras que 5 acciones poseen rentabilidades positivas, por debajo de la rentabilidad del

---

[http://www.campofriofoodgroup.com/portal/page/portal/Campofrio\\_Food\\_Group/Investors%20info/Investors%20info%20presentation/Economic%20Information/PERIODIC\\_PUBLIC\\_INFORMATION](http://www.campofriofoodgroup.com/portal/page/portal/Campofrio_Food_Group/Investors%20info/Investors%20info%20presentation/Economic%20Information/PERIODIC_PUBLIC_INFORMATION) Fecha de la consulta: 10 de junio de 2010.

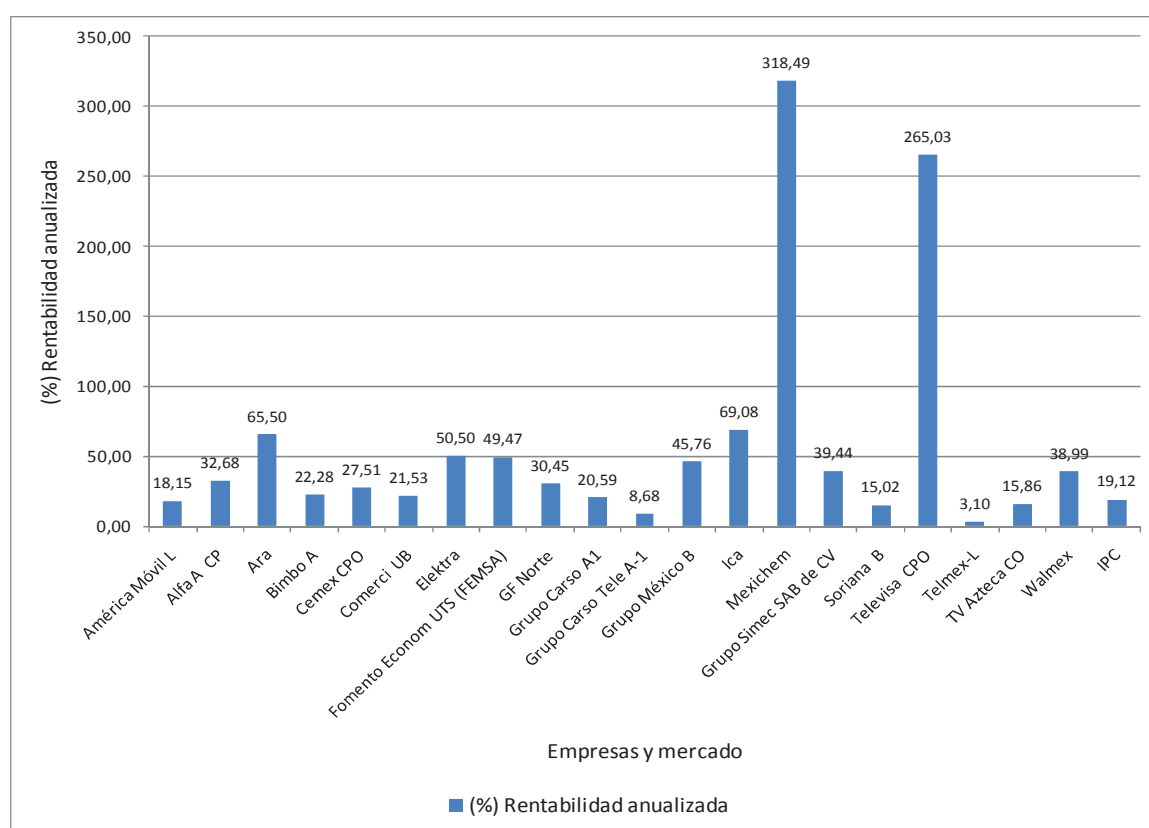
<sup>363</sup> Sitio web de la empresa Campofrio.

[http://www.campofrio.es/portal/page/portal/PAGINAWEB/COMPANIA/HISTORIA\\_CAMPOFRIO](http://www.campofrio.es/portal/page/portal/PAGINAWEB/COMPANIA/HISTORIA_CAMPOFRIO) Fecha de consulta: 03 de junio de 2010.

mercado. Estas 5 acciones son: Telmex-L, Grupo Carso Tele A-1, Soriana B, TV Azteca CO y América Móvil L.

Con respecto al mercado representado por el *IPC*, este venía comportándose con tendencia bajista desde 1999, producto de la burbuja tecnológica del año 2000, y la posterior crisis económica mundial, y comenzó a cerrar con pérdidas desde el año 2000 hasta el 2002. No obstante, la rentabilidad anualizada durante el período enero 2000 hasta diciembre 2009 es de 19,12%, como se puede observar en el Gráfico 13.

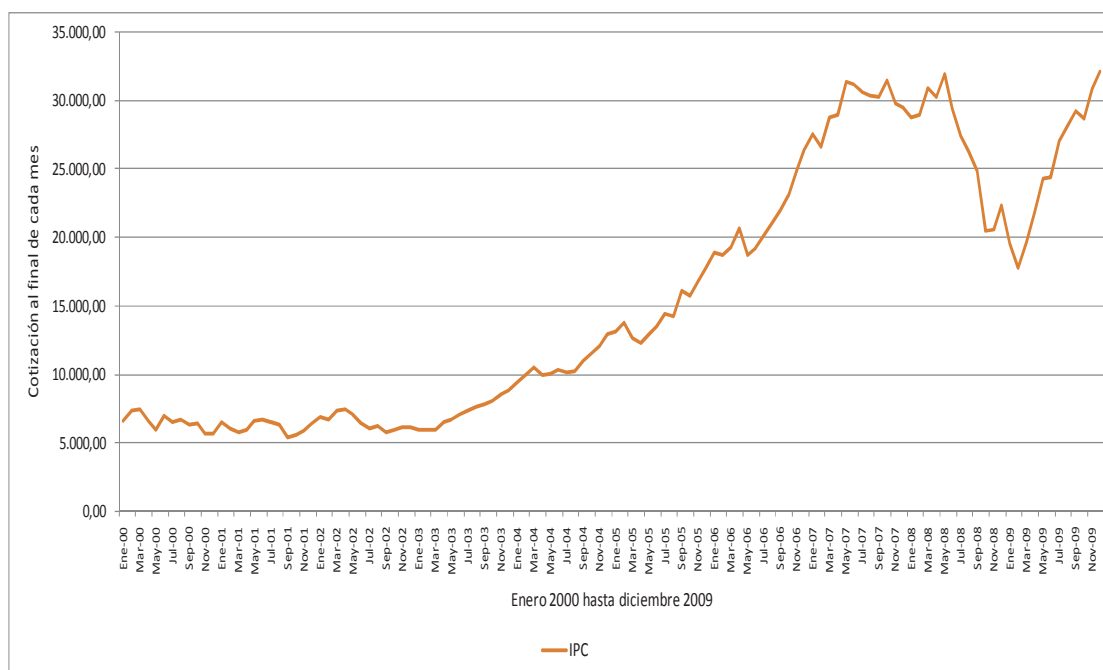
**Gráfico 13: Rentabilidad anualizada de títulos mejicanos (2000-2009)**



La rentabilidad anualizada del mercado mejicano aunque fue positiva, está por debajo de la rentabilidad anualizada de la mayoría de las empresas seleccionadas en este estudio. En el

Gráfico 14 se presenta la evolución mensual de la rentabilidad de este índice.

**Gráfico 14: Cotizaciones mensuales del IPC (2000-2009)**



Se pueden identificar en el gráfico anterior dos fases: en la primera un comportamiento alcista desde finales de 2003 hasta inicios de 2008, la segunda fase es de caída desde inicios de 2008 hasta inicios del 2009 y luego pareciera que el mercado se recupera nuevamente.

Así mismo, de las 20 empresas mejicanas, 11 forman parte del sector industrial y las otras 9 del sector servicios, tal como están agrupadas en la Tabla 21 y Tabla 22.

**Tabla 21: Empresas mejicanas (sector industrial)**

Empresa	Rentabilidad anualizada (2000-2009)
Fomento Econom UTS (bebidas)	49,47%
Grupo Carso A1 (industria)	20,59%
Grupo Carso Tele A-1(industria)	8,68%
Grupo México B(minería)	45,76%
Ica (construcción)	69,08%
Mexichem (industria)	318,49%
Grupo Simec SAB de CV	39,44%
Alfa A CP (petroquímica)	32,68%
Ara (construcción)	65,50%
Cemex CPO (cemento)	27,51%
Bimbo A (alimentos)	22,28%

Fuente: elaboración propia.



Las 11 empresas que pertenecen al sector industrial, reflejan rentabilidad anualizada positiva por encima del mercado, excepto el Grupo Carso Tele A-1. A continuación se hace una descripción de las actividades económicas de las empresas referidas.

Fomento Econom UTS (FEMSA) es una empresa que tiene su origen en 1890, comenzó con una fábrica de cerveza y hielo. En 1929, inició sus operaciones con la fábrica de malta. En 1940, fundaron la empresa Almacenes y Silos (bodegas para guardar cerveza). En 1943, fue creado el Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey con la visión y apoyo del Director de la Cervecería Cuauhtémoc (que más adelante formó parte de FEMSA). En 1978, se listaron las acciones de FEMSA en la Bolsa Mejicana de Valores. En 1979, fundaron Coca Cola FEMSA. En 1993, ocurrió la asociación con The Coca Cola Co, quienes adquieren el 30% de las acciones de Coca-Cola FEMSA y logran colocar parte del capital de Coca-Cola FEMSA en la Bolsa Mejicana de Valores (BMV) y en el New York Stock Exchange (NYSE). En diciembre de 2002, FEMSA, adquirió Panamco (Panamerican Beverages, Inc.) el embotellador más grande de Latinoamérica y 1 de los 3 mayores embotelladores de productos Coca-Cola en el mundo. En el año 2004, firmaron un acuerdo comercial con Heineken para comercializar la cerveza mejicana en Estados Unidos. En el año 2006, adquirió el control de la empresa brasileña Kaiser. En el año 2007, las empresas Coca-Cola FEMSA (KOF) y The Coca-Cola Company (TCCC) adquirieron el 100% de Jugos del Valle, que opera en Méjico y Brasil, y ocuparon el segundo y primer lugar de estos mercados. En el año 2008, la empresa adquirió Agua de los Ángeles, negocio de agua embotellada en el Valle de Méjico. En el año 2009, lanzaron la empresa Imbera, compañía productora de enfriadores comerciales y crearon un nuevo estándar en la industria. Ese mismo año, la Fundación FEMSA en conjunto con el gobierno de Costa Rica, el sector privado y el sector académico, firmaron una alianza para la creación del primer Centro de Recursos Hídricos para Centroamérica y el Caribe.<sup>364</sup>

Por su parte el Grupo Carso A1, es uno de los conglomerados más importantes de América Latina creado en 1980. Controla y opera gran cantidad de empresas de los ramos industrial, comercial, de infraestructura y construcción; también se encuentra en otros sectores, como el automotriz y el minero. En el ramo Industrial, Grupo Carso tiene empresas reconocidas en el ámbito mundial como son Grupo Condumex dedicado a la

---

<sup>364</sup> Sitio web de la empresa Fomento Econom UTS (FEMSA). <http://www.femsa.com/es/about/history/> Fecha de la consulta: 12 de julio de 2010.

manufactura y comercialización de productos para la industria de la construcción, energía, electrónica, automotriz y telecomunicaciones; Cigatam, en sociedad con Philip Morris, produce y comercializa cigarrillos de marcas como Marlboro, Benson and Hedges y Delicados. Dentro del ramo de Infraestructura y Construcción, se encuentran empresas como Grupo PC Constructores dedicada a la construcción civil; Swecomex que fabrica equipos de proceso y plataformas petroleras; CICSA dedicada a instalaciones de ductos y radiobases; CILSA (Constructora de Infraestructura Latinoamericana), que sus actividades se enfocan en la construcción de proyectos de infraestructura como carreteras, presas y plantas de tratamiento de agua. Las principales subsidiarias del ramo Comercial están agrupadas en Grupo Sanborns, e incluye a Sanborns Hermanos, Promotora Musical, Sears y Dorian's.<sup>365</sup>

El Grupo Carso Tele A-1, es una división del grupo Carso que se encarga de la fabricación de conductores eléctricos de alta, media y baja tensión, cables para las telecomunicaciones y para la industria automotriz. Los principales productos son: cable telefónico de cobre, cable electrónico, cable coaxial, cable de potencia, calderas industriales, fibra óptica, diseño e instalación de redes de telecomunicaciones, cable de construcción, alambre de magneto, transformadores, plantas de poder, paneles solares.

El GRUPO MÉXICO B, está entre las compañías más importantes en Méjico, Perú y Estados Unidos en el mundo de la minería. Es una compañía *holding*,<sup>366</sup> con operaciones de minado y transporte que se realizan a través de dos subsidiarias: la primera es Americas Mining Corporation (AMC), que agrupa las operaciones mineras en Méjico, Estados Unidos y Perú. Adicionalmente, GMEXICO mantiene actividades de exploración en Chile, Canadá, Australia e Irlanda. La segunda subsidiaria es Infraestructura y Transportes México, S.A. de C.V. (ITM) que realiza operaciones de transporte de carga, logística y servicios multimodales a través del Grupo Ferroviario Mexicano, S.A. de C.V. (GFM) operando el ferrocarril más grande y rentable en el territorio mejicano. Este grupo en su serie B, es uno de los mayores productores de cobre en el mundo.<sup>367</sup>

---

<sup>365</sup> Sitio web del Grupo Carso. <http://www.carso.com.mx/> Fecha de la consulta: 15 de julio de 2010.

<sup>366</sup> Compañía que controla las actividades de otras empresas mediante la propiedad de todas, o gran parte de sus acciones.

<sup>367</sup> Sitio web del Grupo México <http://www.gmexico.com.mx/nosotros/historia.php> Fecha de la consulta: 15 de julio de 2010.

ICA, fue creada en 1947 y es la empresa de ingeniería, procuración y construcción más grande de Méjico, con actividades en la operación de infraestructura moderna de Méjico y desarrollo de vivienda. Las principales líneas de negocio son: construcción civil, industrial, infraestructura y vivienda. Tienen operaciones en Centroamérica y Europa. Se han destacado en construcción de carreteras, centrales hidroeléctricas, puertos y aeropuertos, plantas de generación eléctrica, instalaciones industriales y vivienda.<sup>368</sup>

Mexichem creada en 1998, dando su nombre al grupo integrado por las empresas Polímeros de México y Química Pennwalt, cuya propiedad compartían Elf Atochem y el Grupo Empresarial Privado Mexicano. En 1999, este último se integró al Grupo Camesa, que obrando como fusionante se convirtió en accionista. En 2003, el grupo francés Total cedió a Camesa el 43% del capital social que poseía en la empresa. En 2004, Mexichem adquirió Química Flúor e integró su operación con Minera Las Cuevas, principal productor mundial de fluorita, y se convirtió en el mayor productor de ácido fluorhídrico en América. En el mismo año, adquirió a Primex, líder mejicano en la producción de resinas y compuestos de PVC. En 2005, Mexichem incrementó su oferta de acciones en la Bolsa mejicana y estableció así una nueva plataforma financiera para continuar su crecimiento. En 2006, adquirió el Bayshore Group, productor de compuestos vinílicos en los Estados Unidos, y acordó la fusión de Tenedora Potcheca con Dermet de México, para ganar eficiencia en la distribución de sus productos químicos. En 2007, Mexichem adquirió a Amanco, líder en soluciones para la conducción de fluidos en el mercado latinoamericano. Concretó también la compra de Petco, empresa colombiana líder en la producción y exportación de resinas vinílicas, y adquirió la mitad de las acciones de Geon Polímeros Andinos, cuya propiedad comparte con Polyone, líder en la producción de compuestos de PVC.<sup>369</sup>

El Grupo Simec SAB de CV inició sus operaciones de acero en el año de 1969 en Guadalajara capital del Estado de Jalisco, Méjico. Es una fábrica de productos de acero no planos con una amplia gama de perfiles estructurales, varilla y aceros especiales, que se emplean principalmente en los sectores de la construcción, automotriz y manufactura.<sup>370</sup>

---

<sup>368</sup> Sitio web de ICA <http://www.ica.com.mx/nuevo/historia.html> Fecha de la consulta: 15 de julio de 2010.

<sup>369</sup> Sitio web de la empresa Mexichem <http://www.mexichem.com.mx/#> Fecha de la consulta: 18 de julio de 2010.

<sup>370</sup> Sitio web del Grupo Simec. <http://www.gsimec.com.mx/nosotros.htm> Fecha de la consulta: 18 de julio de 2010.

Alfa (Grupo industrial Alfa), es una corporación fundada en 1974 que desarrolla sus actividades a través de 5 grupos subsidiarios, dentro de sectores clave de la economía: petroquímica, acero, alimentos, productos para el hogar, materiales de construcción y telecomunicaciones.<sup>371</sup>

Consorcio Ara, empresa fue fundada en 1977. Su participación en la Bolsa Mejicana de Valores comenzó en 1996, así como sus cotizaciones de ADR's en Nueva York. Actualmente, el consorcio ARA forma parte del IPC de la Bolsa Mejicana de Valores y cuenta con las mejores calificaciones del sector construcción de viviendas, por parte de las calificadoras de riesgo internacional: Standard & Poor's y Moody's Investor Service, lo que le ha permitido contar en la actualidad con importantes socios accionistas en el ámbito global.<sup>372</sup>

Cemex CPO fundada en 1906 en el norte de Méjico, es una compañía procesadora de cemento y concreto premezclado. Desde la década de los 90 comenzó su expansión internacional y actualmente tiene presencia en más de 50 países del mundo: América, Europa, Asia, África y Medio Oriente. En el año 2000 Standard & Poor's calificó con grado de inversión al perfil crediticio de CEMEX.<sup>373</sup>

Grupo Bimbo, fue fundado en Méjico en 1945. Actualmente, es una de las empresas de panificación más importantes del mundo por posicionamiento de marca, volumen de producción y ventas, además de ser líder indiscutible de su ramo en Méjico y Latinoamérica. Tiene presencia en 18 países de América, Europa y Asia y cuenta con cerca de 8.000 productos y con más de 150 marcas de reconocido prestigio. Desde 1980 está cotizando en la Bolsa Mejicana de Valores.<sup>374</sup>

En la Tabla 22 se encuentran las 9 empresas que forman parte del sector servicios y todas muestran rentabilidades anualizadas positivas. Sin embargo, de estas 9 empresas 4 de

---

<sup>371</sup> Sitio web del Grupo Alfa. <http://www.alfa.com.mx/NC/historia.htm> Fecha de la consulta: 20 de julio de 2010.

<sup>372</sup> Sitio web del Consorcio ARA. <http://www.consorcioara.com.mx/Compania/PerfilCorpeHist/PerfilCorpHistoria.asp> Fecha de la consulta: 20 de julio de 2010.

<sup>373</sup> Sitio web de la empresa CEMEX <http://www.cemex.com/ES/AcercaCemex/Historia.aspx> Fecha de la consulta: 19 de julio de 2010.

<sup>374</sup> Sitio web del Grupo BIMBO. <http://www.grupobimbo.com/display.php?section=1&subsection=3> Fecha de la consulta: 19 de julio de 2010.

ellas: América Móvil-L, Soriana B, TV Azteca CO y Telmex-L, muestran una rentabilidad anualizada que aunque es positiva está por debajo del mercado.

**Tabla 22: Empresas mejicanas (sector servicios)**

<b>Empresa</b>	<b>Rentabilidad anualizada (2000-2009)</b>
América Móvil-L (telecomunicaciones)	18,15%
Comerci UB (distribución)	21,53%
Walmex (distribución)	38,99%
Soriana B (distribución)	15,02%
Elektra (financiero y comercial)	50,50%
GF Banorte (G. Financiero)	30,45%
Televisa CPO (televisión)	265,03%
TV Azteca CO	15,86%
Telmex-L	3,10%

Fuente: elaboración propia.

Seguidamente se describen las actividades económicas de las empresas mejicanas del sector servicios.

América Móvil-L, es una empresa mejicana de telecomunicaciones con presencia en más de 15 países de América. Nace después de la extinción de los activos de telefonía celular, televisión por cable (Cablevisión) y otros activos internacionales pertenecientes a Teléfonos de México.

(TELMEX). Esta empresa sigue controlada por el mismo holding Grupo Carso. A inicios del año 2006, anunciaron la compra por parte de América Móvil a la empresa estadounidense Verizon de las operaciones de Verizon Dominicana (antes CODETEL) que opera en República Dominicana y de la mitad de participación de Puerto Rico Telephone (PRT) que opera en Puerto Rico. En Estados Unidos (incluyendo Puerto Rico y las Islas Vírgenes de los Estados Unidos), América Móvil posee la compañía de telefonía prepago celular Tracfone Wireless, que funciona bajo el sistema de Operador Móvil Virtual. Además opera bajo la marca COMCEL en Colombia y el nombre Conecel (el nombre comercial es Porta) en Ecuador. También forma parte de América Móvil, la compañía de telefonía celular Claro, que posee filiales en países como Brasil, Perú, Chile, Honduras, El

Salvador, Nicaragua, Guatemala, Puerto Rico, República Dominicana, Argentina, Paraguay, Uruguay y Panamá.<sup>375</sup>

Comerci UB (Comercial Mexicana), es una empresa perteneciente al grupo Controladora Comercial Mexicana fundada en 1930. Vendió telas, juguetes, enseres y artículos de confección. En 1962, la tienda se expandió inaugurando Comercial Mexicana Insurgentes, siguiendo en 1964, la sucursal de Asturias, Pílares y La Villa. En 1968, la Comercial Mexicana extendió su concepto a varios puntos de la ciudad de Méjico y del país. En 1981, hizo la adquisición de la cadena de Supermercados S.A. (SUMESA), con lo cual se consolida el grupo. Un año más tarde apostó por un nuevo concepto, restaurantes a través de Restaurantes California. En 1989, crearon el formato Bodega, un nuevo concepto de autoservicio, en donde se pueden hacer compras al por mayor, semi mayoreo y al por menor. En 1991, formaron la asociación con COSTCO, una empresa transnacional que vende productos a mayoreo con precios muy bajos. En 1993, inauguraron un nuevo concepto como Megamercado o Mega, llamado así por las dimensiones de la tienda y la gran variedad de productos. Para el 2006, Grupo Comercial Mexicana contaba con más de 170 tiendas entre Megas, Tiendas, Bodegas, SUMESA y 3 centros de distribución.

Walmex (Wal-Mart de México), es una cadena mejicana de supermercados creada en 1962, que cotiza en la Bolsa Mejicana de Valores desde 1977. Wal-Mart opera más de 1.000 tiendas en Méjico incluyendo restaurantes y supermercados, bajo las marcas Wal-Mart Supercenter, Superama, Suburbia, VIPS, Sam's Club y Bodega Aurrerá. La compañía compite primariamente con Soriana, Comercial Mexicana, Chedraui, S-Mart, H-E-B y Casa Ley.<sup>376</sup>

Soriana B, es una empresa del sector comercial, que fue fundada en 1968 y opera varios formatos de tiendas de autoservicio,<sup>377</sup> comercializa gran diversidad de alimentos, ropa, mercancías generales, productos para la salud y servicios básicos para el hogar bajo los esquemas de ventas al por menor, medio mayoreo y mayoreo. Las acciones

---

<sup>375</sup> Sitio web de la empresa CEMEX <http://www.americamovil.com/amx/es/cm/about/intro.html?p=1&s=7> Fecha de la consulta: 19 de julio de 2010.

<sup>376</sup> Sitio web de la empresa WALMEX <http://www.walmartmexico.com.mx/historia.html> Fecha de la consulta: 19 de julio de 2010.

<sup>377</sup> Hipermercados Soriana y Soriana Plus, las tiendas Soriana Mercado, clubes de membresía *City Club*, Soriana Supermercado y tiendas de conveniencia *Super City*, estando operando estas últimas tiendas abiertas las 24 horas que ofrecen productos de alimentación, bebidas, productos de estanco y bazar que están situadas en el centro de las ciudades en espacios menores a quinientos metros cuadrados.

representativas del capital social de la empresa cotizan en la Bolsa Mejicana de Valores desde 1987.<sup>378</sup>

Elektra, los orígenes de la empresa se remontan a 1906, con la fundación de Salinas y Rocha. En 1950 se estableció el Grupo Elektra S.A., grupo empresarial líder de servicios financieros y comercio especializado en Latinoamérica. El Grupo Elektra cuenta con dos segmentos de negocio: negocio financiero y negocio comercial. El negocio financiero está conformado por 3 subsidiarias: Banco Azteca, Seguros Azteca y Afore Azteca. Actualmente, el negocio financiero tiene operaciones en Méjico, Brasil, Guatemala, Honduras y Perú a través de sus marcas Banco Azteca, un banco dirigido al mercado masivo; de Seguros Azteca, la aseguradora más accesible porque siempre ha ofrecido planes de protección para los segmentos de población desprotegidos; y Afore Azteca, una de las afores<sup>379</sup> más competitivas del mercado mejicano. La base fundamental del negocio financiero es el otorgamiento de crédito, y un excelente sistema de cobranza. Por su parte, el negocio comercial opera en Méjico, Guatemala, Honduras, Perú, El Salvador, Panamá, Argentina y Brasil. Este grupo empresarial se dirige a la clase media latinoamericana ofreciendo electrónica, línea blanca, electrodomésticos, muebles, motocicletas, autos, llantas, teléfonos móviles, computadoras, transferencias electrónicas de dinero, y garantías extendidas, entre muchos otros productos y servicios.<sup>380</sup>

GF Banorte (Grupo Financiero Banorte). El grupo tiene sus orígenes en 1899, cuando fundaron el Banco Mercantil de Monterrey. En 1947, pusieron en marcha el Banco Regional del Norte. Posteriormente, en 1986 establecieron el Banco Mercantil del Norte (S.N.C), nombre que refería la fusión del Banco Mercantil de Monterrey con el Banco Regional del Norte. En 1992, en el proceso de privatización de la banca, Banorte fue adquirido por el grupo actual de accionistas. En el año 1993, incorporaron los servicios de casa de bolsa, *factoring*, *leasing* y almacenadora.<sup>381</sup> Actualmente, las empresas del Grupo Financiero Banorte son: Banco Mercantil del Norte, Banco del Centro, Casa de Bolsa, Arrendadora-Factor Banorte, Factor Banorte, Almacenadora Banorte, Fianzas Banorte,

---

<sup>378</sup> Sitio web de la empresa Soriana B <http://www1.soriana.com/site/default.aspx?p=4> Fecha de la consulta: 19 de julio de 2010.

<sup>379</sup> Administradoras de fondos para el retiro.

<sup>380</sup> Sitio web del Grupo Elektra <http://www.grupoelektra.com.mx/Whatis/History.aspx?lang=es> Fecha de la consulta: 19 de julio de 2010.

<sup>381</sup> El almacenaje es un servicio prestado a empresas comerciales e industriales que consiste en ofrecer la guarda y custodia de mercancías y materias primas.

Seguros Banorte-Generali, Afore Banorte Generali, Pensiones Banorte-Generali, Créditos Pronegocio, Banorte Securities, Inter National Bank, UniTeller.<sup>382</sup>

Televisa CPO, es el consorcio de medios de comunicación de habla hispana más importante del mundo. Fue fundado en 1950 con la creación del primer canal de televisión en Méjico, XHTV Canal 4. En 1951 inauguraron Televisión, donde realizó las primeras actividades el nuevo medio de comunicación. En 1955, con la unión de 3 canales, nació la empresa Telesistema Mexicano. En 1968, surgió XHTMTV, Televisión Independiente de México. En 1973, se fusionaron Telesistema Mexicano y Televisión Independiente de México para formar TELEvisa (televisión vía satélite). En 1988, Televisa concretó la creación del primer sistema de noticias en español vía satélite, transmitiendo las 24 horas a Méjico, Estados Unidos, Centro y Suramérica, Europa Occidental y el norte de África.<sup>383</sup>

TV Azteca, es una empresa que pertenece al Grupo Salinas fundada en agosto de 1993, después de permanecer durante más de 20 años bajo la administración del Estado. Está dedicada a la producción de contenido en español para televisión en el mundo, y una de dos compañías de televisión abierta en Méjico, operando dos canales nacionales de televisión, Azteca 13 y Azteca 7, a través de más de 300 estaciones locales propias y operadas en Méjico, así como Proyecto 40 en UHF. Las afiliadas incluyen a Azteca América Network, la cadena de televisión enfocada al mercado hispano de Estados Unidos y Azteca Web, compañía de Internet para hispanohablantes en Norteamérica.<sup>384</sup>

Telmex-L, es la empresa líder de telecomunicaciones en América Latina, con operaciones en Méjico, Argentina, Brasil, Colombia, Chile, Ecuador, Uruguay, República Dominicana, Perú y Estados Unidos. Realizó grandes inversiones durante el período 1990-2005, para asegurar el crecimiento y la modernización de su infraestructura, desarrollando así una plataforma tecnológica completamente digital que opera una de las redes de fibra óptica más avanzadas en el ámbito mundial y que incluye conexiones vía cable submarino con varios países. Telmex y sus subsidiarias ofrecen servicios avanzados de telecomunicaciones, que incluyen transmisión de voz, datos y video, acceso a Internet y

---

<sup>382</sup> Sitio web del Grupo Financiero Banorte.

<http://www.banorte.com/portal/personas/informacion.web?grupo=4&elemento=5> Fecha de la consulta: 19 de julio de 2010.

<sup>383</sup> Sitio web de Televisa <http://www.televisa.com/quienes-somos/> Fecha de la consulta: 19 de julio de 2010.

<sup>384</sup> Sitio web de TV Azteca <http://www.tvazteca.com/index.html> Fecha de la consulta: 19 de julio de 2010.



soluciones integrales para todos los segmentos del mercado de las telecomunicaciones, desde telefonía pública, rural y residencial, hasta la atención de clientes de la pequeña y mediana empresa, así como para grandes corporativos nacionales e internacionales. Carso Global Telecom posee la mayoría de las acciones de control de Telmex y América Telecom tiene la mayoría de las acciones de control de América Móvil, proveedor líder de servicios inalámbricos en América Latina.<sup>385</sup>

---

<sup>385</sup> Sitio web de TELMEX <http://www.telmex.com/mx/corporativo/index.html> Fecha de la consulta: 19 de julio de 2010.

### 3.2. Riesgo y Modelo de Mercado

El riesgo está representado por la variabilidad diaria del precio o de la rentabilidad de un valor en el mercado, y la posibilidad de que ese valor sea distinto al esperado. Existen dos tipos de riesgo: el sistemático y el diversificable (o específico), y de la suma de ambos resulta el riesgo total.

Esa variabilidad o volatilidad viene dada por diversos factores como pueden ser los cambios de la coyuntura general del mercado de capitales: cambios en el nivel de los intereses bancarios, en el tipo de cambio de las divisas; las incidencias de las circunstancias políticas: estabilidad del gobierno, estabilidad social, conflictos internacionales; la variación de las rentabilidad de los negocios de la empresa emisora del título, cambios que la empresa emisora de las acciones incorpore en su política de distribución de dividendos, las acciones de los agentes en el mercado de capitales (vendedores y compradores de títulos cuya oferta y demanda en el mercado de capitales fija diariamente los precios de mercado), entre otros.

Del Modelo de Mercado propuesto por Sharpe (1963)<sup>386</sup>, el cual se basa en la dependencia estadística de tipo lineal existente entre la rentabilidad de los títulos y la del mercado (representado por el índice bursátil)<sup>387</sup> se puede obtener la ecuación del riesgo total de un título, por ejemplo del título  $i$ . En tal caso se debe calcular la varianza de  $R_t$  como se muestra en la siguiente expresión:

$$\sigma_{(R_t)}^2 = \beta_i^2 \sigma_{(R_m)}^2 + \sigma_{(\varepsilon_t)}^2$$

El primer componente del riesgo total, se refiere al riesgo sistemático ( $\beta_i^2 \sigma_{(R_m)}^2$ ), el cual está en función de la varianza del rendimiento del mercado y del coeficiente beta.

El riesgo sistemático, que viene dado por el ajuste de regresión entre las rentabilidades de cada título y las de la cartera del mercado:  $R_t = \alpha_i + \beta_I R_m + \varepsilon_t$

<sup>386</sup> SHARPE W. (1963). *op. cit.*, pp. 277–293.

<sup>387</sup> La formalización desde el punto de vista estadístico del Modelo de Mercado, puede consultarse en el cuerpo teórico de este trabajo.

La pendiente de la recta de la referida regresión<sup>388</sup> representa la beta del título o su riesgo sistemático, e indica la relación entre la evolución de la rentabilidad del título y la del mercado.

El segundo componente representa el riesgo diversificable o específico ( $\sigma^2(\varepsilon_t)$ ), derivado de los cambios en los factores que afectan al activo en particular pero no al mercado. Es la varianza de la porción de rentabilidad que no se explica por el modelo<sup>389</sup> debido a la presencia de otros factores no considerados en el mismo. En la gestión de carteras, este riesgo diversificable no implica mayor preocupación para el analista puesto que puede disminuirse o eliminarse con una adecuada diversificación.

Para efectos de esta investigación, se utiliza el Modelo de Mercado para estimar y analizar el riesgo sistemático  $\beta$  de cada título, de los mercados: estadounidense, español y mejicano, considerando datos históricos correspondientes al período 2000-2009<sup>390</sup>.

En los anexos A, B, y C del apéndice se encuentran las rentabilidades mensuales de los títulos e índices bursátiles (mercado), información necesaria para la estimación del modelo mencionado.

El análisis de la volatilidad de los betas se acompaña primero con el estudio de la significación estadística de los coeficientes, con el propósito de verificar si las estimaciones de los parámetros de la regresión son significativamente distintas de cero. Para ello, fue necesario realizar una prueba de hipótesis de significancia individual en donde el sistema de hipótesis está formado por:  $H_0: \beta = 0$  vs.  $H_1: \beta \neq 0$ .

El segundo análisis de volatilidad consiste en analizar el grado de estabilidad de los coeficientes estimados en el ajuste de regresión a nivel intemporal, debido a que los mismos son producto de información histórica. Para probar la hipótesis de significación estadística del cambio del coeficiente beta en la estimación del modelo de mercado, se utiliza el test de Chow (1960)<sup>391</sup> que es un test estadístico de cambio estructural, que muestra la

---

<sup>388</sup> Se empleó el método de los Mínimos Cuadrado Ordinarios (MCO).

<sup>389</sup> Suma de los cuadrados de los residuos entre  $n - 2$ , de la regresión lineal, entre la rentabilidad mensual de cada acción (variable dependiente) y la rentabilidad mensual del mercado (variable independiente).

<sup>390</sup> La práctica común es determinar los coeficientes beta en función de los rendimientos mensuales de cada acción.

<sup>391</sup> CHOW G.C. (1960). "Test of equality between sets of coeficientes in two linear regression", *Econometrica*, vol. 28, N° 3, pp. 591-605.

probabilidad que el coeficiente analizado sea el mismo en subperiodos separados, bajo la hipótesis nula,  $H_0$ : ausencia de cambio estructural o estabilidad de beta, es decir que la diferencia entre los coeficientes estimados para ambos subperiodos es igual a cero, por tanto, el modelo tiene estabilidad paramétrica. La hipótesis alternativa se plantea así,  $H_1$ : existe problema de quiebre estructural, es decir, no existe estabilidad paramétrica y por ende existe evidencia de alteración significativa de los parámetros del modelo a lo largo de la serie temporal. Un valor del *Pvalue*<sup>392</sup> pequeño apunta al rechazo de la hipótesis nula y a la confirmación que el coeficiente tiene valores distintos a través del tiempo. Los 2 subperiodos analizados son 2000-2004 y 2005-2009, siendo el punto de quiebre en diciembre de 2004, fecha en que ocurrieron distintos eventos en los mercados tal como se explica en el apartado 3.1.1 denominado: Principales hitos en las economías analizadas durante el período 2000-2009.

En los siguientes apartados, se presenta el análisis acerca del Modelo de Mercado de las series de rentabilidad de los mercados: estadounidense, español y mejicano.

---

<sup>392</sup> Probabilidad asociada a todo estadístico de prueba, comúnmente conocida como la verdadera probabilidad de cometer error tipo I.

### 3.2.1 Modelo de Mercado para las series de rentabilidad del mercado estadounidense.

En la Tabla 23 se presenta el promedio de las rentabilidades mensuales junto con los dos componentes del riesgo: i) riesgo sistemático, representado por  $\hat{\beta}$  y ii) el específico o diversificable de los títulos del mercado estadounidense, variabilidad de la proporción que no es explicada por el modelo. Como representación del mercado se utilizan el  $S\&P_{500}$  y el  $S\&P_{100}$ .

**Tabla 23: Riesgo sistemático y diversificable de las empresas estadounidenses  
Período 2000-2009**

Empresas	Promedio de rentabilidades mensuales	Mercado: S&P <sub>500</sub>		Mercado: S&P <sub>100</sub>	
		Beta	Riesgo diversificable	Beta	Riesgo diversificable
Apple Computer	2,944	1,68	155,97	1,69	153,67
Avon Products	1,148	0,88	69,93	0,77	73,58
Bank of New York	0,190	1,01	48,71	1,00	48,83
Boeing Company	0,816	1,00	62,48	0,91	66,11
Bristol Myers Squibb	-0,080	0,60	53,19	0,61	52,64
Caterpillar Inc.	1,474	1,43	57,56	1,34	62,63
Chevron Texaco Corp.	0,946	0,64	30,00	0,60	31,11
Cisco Systems	0,054	1,68	79,97	1,71	76,36
Citigroup Inc.	-0,683	2,01	124,81	2,02	122,24
Coca Cola Enterprises	0,657	0,66	92,63	0,60	93,96
Ford Motors Company	0,716	1,99	247,39	1,83	259,52
General Electric Co.	-0,420	1,27	34,96	1,28	34,13
Intel Corp.	0,310	1,67	88,67	1,74	82,41
King Pharmaceuticals Inc.	0,295	0,46	204,55	0,33	206,67
Marriot International Common St	0,913	1,32	44,50	1,24	48,51
Merck & Co.	0,200	0,61	66,60	0,63	65,83
Microsoft Corp.	0,130	1,27	67,69	1,36	61,99
Pfizer Inc.	-0,031	0,58	32,86	0,60	32,34
Walt Disney Co.	0,497	1,13	37,89	1,08	39,84
Whirlpool Corporation Common St	1,063	1,57	83,91	1,43	92,08

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

Se observa que predominan los títulos volátiles o agresivos. Cuando se emplea el  $S\&P_{500}$  para estimar el coeficiente beta  $\hat{\beta}$  se encuentran 13 acciones que tienen beta

superior a uno ( $\beta > 1$ ) es decir, que varían en mayor proporción que el mercado. Estas empresas son: Apple Computer, Bank of New York, Boeing Company, Caterpillar Inc., Cisco Systems, Citigroup Inc., Ford Motors, General Motors, Intel Corp., Marriot International Common St., Microsoft Corp., Walt Disney y Whirlpool Corporation Common St. Sin embargo, al utilizar el  $S\&P_{100}$  para determinar nuevamente el coeficiente beta de los títulos, se obtienen 12 títulos volátiles o agresivos ( $\beta > 1$ ). Estas empresas son las mismas empresas referidas anteriormente, excepto Boeing Company cuyo beta es inferior a 1. Dentro del grupo de empresas con  $\beta > 1$ , se encuentran las empresas del sector tecnológico.

Cuando se usa el  $S\&P_{500}$  se observa que 7 de los 20 títulos son defensivos o poco volátiles, con betas mayores que cero pero menores que la unidad ( $0 < \beta < 1$ ) es decir, son títulos que varían en menor proporción que el mercado. Estas empresas son: Avon Products, Bristol-Myers Squibb, Chevron Texaco Corp., Coca-Cola Enterprises, King Pharmaceuticals Inc., Merck & Co. y Pfizer. Por otra parte, cuando se emplea el  $S\&P_{100}$ , se encuentran 8 acciones defensivas: es decir, las mencionadas anteriormente junto con Boeing Company.

Se observa la inexistencia betas negativas o cercanas a cero (0) en los títulos, lo cual indica que no existen acciones superdefensivas.

### 3.2.2 Modelo de Mercado para las series de rentabilidad del mercado español.

En la Tabla 24 se muestra el promedio de las rentabilidades mensuales junto con los dos componentes del riesgo: i) riesgo sistemático, representado por  $\hat{\beta}$  y ii) el específico o diversificable de los títulos del mercado español, variabilidad de la proporción que no es explicada por el modelo. Como representación del mercado se emplean los índices: *IGBM* e *IBEX<sub>35</sub>*.

**Tabla 24: Riesgo sistemático y diversificable de las empresas españolas  
Período 2000-2009**

Empresas	Promedio de rentabilidades mensuales	Mercado: IGBM		Mercado: IBEX <sub>35</sub>	
		Beta	Riesgo diversificable	Beta	Riesgo diversificable
Abengoa	1,806	1,17	87,36	1,04	87,36
Acerinox	0,749	0,85	51,32	0,79	51,74
Adolfo Domínguez	0,813	1,26	110,66	1,16	112,46
Aguas de Barcelona	0,865	0,97	55,17	0,91	55,03
Azkoyen	-0,413	0,94	61,51	0,89	60,8
Banco Guipúzcoano	0,734	0,37	45,3	0,31	46,18
BBVA	0,448	1,43	23,88	1,33	24,41
Campofrío	-0,076	0,38	45,31	0,34	45,58
Lingotes especiales	0,602	0,36	67,62	0,31	68,18
Ferrovial	0,509	0,97	115,82	0,89	117,27
Indra	1,074	1,13	43,73	1,05	43,92
La Seda BB	-1,410	0,79	92,36	0,73	92,57
Metrovacesa	1,012	0,57	132,62	0,49	134,17
NH Hoteles	-0,201	1,30	100,49	1,18	102,92
Repsol	0,349	0,75	33,26	0,71	33,02
Zardoya Otis	0,881	0,48	44,36	0,44	44,69
Telefónica	0,236	1,01	28,34	0,97	26,31
Unipapel	1,180	0,35	44,17	0,30	44,74
Uralita	0,824	0,65	44,51	0,59	45,06
Zeltia	1,482	1,39	289,35	1,31	288,7

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

En el caso de las empresas españolas, predominan los títulos defensivos. Cuando se emplea el *IGBM*, 13 de las 20 acciones en estudio, poseen betas  $0 < \beta < 1$ , estas son: Acerinox, Aguas de Barcelona, Azkoyen, Banco Guipúzcoano, Campofrío, Lingotes especiales, Ferrovial, La seda BB, Metrovacesa, Repsol, Zardoya Otis, Unipapel y Uralita.

Mientras al utilizar el *IBEX<sub>35</sub>*, son 14 de los 20 títulos que resultan defensivos es decir, todas las empresas mencionadas anteriores junto con Telefónica, la cual se mostró como empresa volátil ( $\beta > 1$ ) cuando se determinó el coeficiente beta con el *IGBM* como representación del mercado. Todo lo anteriormente comentado, indica que la mayor parte de los títulos del mercado español son poco afectados por las variaciones del mercado.

Por último, al utilizar el *IGBM* son 7 los títulos agresivos ( $\beta > 1$ ) y poseen mayor riesgo sistemático. Estas acciones son: Abengoa, Adolfo Domínguez, BBVA, Indra, NH Hoteles, Telefónica y Zeltia. Mientras que al recurrir al *IBEX<sub>35</sub>* son 6 los títulos agresivos porque se excluye Telefónica, pues como se menciona anteriormente, se convierte en un título defensivo. Estos títulos sufren relevantes variaciones en su rentabilidad ante pequeñas variaciones de la rentabilidad del mercado.

En el mercado español al igual que en el estadounidense también se observa la inexistencia de títulos superdefensivos, con beta negativa o cercana a cero (0).



### 3.2.3 Modelo de Mercado para las series de rentabilidad del mercado mejicano.

En la Tabla 25 se presenta el promedio de las rentabilidades mensuales junto con los dos componentes del riesgo: i) riesgo sistemático, representado por  $\hat{\beta}$  y ii) el específico o diversificable de los títulos del mercado mejicano, variabilidad de la proporción que no es explicada por el modelo. Como representación del mercado se utiliza el *IPC*.

**Tabla 25: Riesgo sistemático y diversificable de las empresas mejicanas**  
**Período 2000-2009**

Empresas	Promedio de rentabilidades mensuales	Mercado: IPC	
		Beta	Riesgo diversificable
América Móvil L	1,400	1,16	92,1
Alfa A CP	2,385	0,94	78,72
Ara	4,287	1,37	958,24
Bimbo A	1,691	0,61	66,02
Cemex CPO	2,046	1,28	126,46
Comerci UB	1,638	1,38	148,43
Elektra	3,465	1,45	148,62
Fomento Econom UTS (FEMSA)	3,406	1,20	430,63
GF Norte	2,240	1,09	131,54
Grupo Carso A1	1,573	1,03	39,21
Grupo Carso Tele A-1	0,696	1,16	103,21
Grupo México B	3,190	0,69	153,55
Ica	4,474	1,42	2200,53
Mexichem	12,670	1,54	5417,52
Grupo Simec SAB de CV	2,810	1,11	572,54
Soriana B	1,173	1,10	42,26
Televisa CPO	11,394	3,71	12921,77
Telmex-L	0,254	0,81	70,78
TV Azteca CO	1,234	1,05	101,43
Walmex	2,782	0,88	108,76

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

En el grupo de empresas mejicanas se encuentran 5 títulos defensivos, con beta  $0 < \beta < 1$ . Estas acciones son: Alfa A CP, Bimbo A, Grupo México B, Telmex L. y Walmex.

Los otros 15 son títulos agresivos con  $\beta > 1$ , estos son: América Móvil-L, Ara, Cemex CPO, Comerci UB, Elektra, Fomento Econom UTS (FEMSA), GF Norte, Grupo Carso A1, Grupo Carso Tele A-1, ICA, Mexichem, Grupo Simec SAB de CV, Soriana B, Televisa CPO y TV Azteca CO.

En el mercado mejicano también se observa la inexistencia betas negativas o cercanas a cero (0), lo cual indica la ausencia de acciones superdefensivas.

### 3.2.4 Significación estadística de los coeficientes beta de los títulos.

Como se dijo anteriormente, en este apartado se analiza la significación estadística de los coeficientes beta para verificar que su valor estimado, es decir sus medidas de riesgo sistemático, son distintas de cero. Para ello, se realiza un test basado en la  $t$  de Student.<sup>393</sup>

Para ello, se emplea el contraste de significación individual del parámetro beta. La hipótesis nula indica que el verdadero valor de beta sea igual a cero es  $H_0: \beta = 0$  y la hipótesis alternativa  $H_1: \beta \neq 0$ .

En la Tabla 26 y Tabla 27 se presenta el resultado del contraste de hipótesis planteado para analizar la significación estadística de los títulos del mercado estadounidense; en la Tabla 28 y Tabla 29 del mercado español y en la Tabla 30 del mercado mejicano.

---

<sup>393</sup> La regla de decisión para rechazar  $H_0$  es:  $\left| \frac{\hat{\beta}_j - 0}{\hat{\sigma} \sqrt{a_{jj}}} \right| > t_{n-k}^{\varepsilon/2}; |t| > t_{[\alpha/2]}^{(n-(k+1))}$ . Los intervalos de confianza también se determinaron con la finalidad de establecer un rango (dos valores) con una probabilidad determinada, en el que se debe contener el verdadero, aunque desconocido, valor del parámetro  $\beta$ . Despejando de la fórmula siguiente el parámetro real  $-t_{n-k}^{\varepsilon/2} < \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{\hat{\sigma} \sqrt{a_{jj}}} < t_{n-k}^{\varepsilon/2}$ , tenemos:  $Pr[\hat{\beta}_j - t_{n-k}^{\varepsilon/2} \hat{\sigma} \sqrt{a_{jj}} < \beta_j < \hat{\beta}_j + t_{n-k}^{\varepsilon/2} \hat{\sigma} \sqrt{a_{jj}}] = 1 - \alpha$ .

**Tabla 26: Significación estadística de los betas de los títulos estadounidenses (S&P<sub>500</sub>)**

Empresas	Desviación típica de las rentabilidades mensuales	Mercado: S&P <sub>500</sub> Beta	Pvalue	Intervalos de confianza Nivel de confianza 95%		Conclusión
Apple Computer	0,25	1,68	0,00	1,19	2,16	ES
Avon Products	0,16	0,88	0,00	0,56	1,21	ES
Bank of New York	0,14	1,01	0,00	0,73	1,28	ES
Boeing Company	0,16	1,00	0,00	0,69	1,31	ES
Bristol Myers Squibb	0,14	0,60	0,00	0,31	0,88	ES
Caterpillar Inc.	0,15	1,43	0,00	1,14	1,73	ES
Chevron Texaco Corp.	0,11	0,64	0,00	0,43	0,86	ES
Cisco Systems	0,18	1,68	0,00	1,33	2,03	ES
Citigroup Inc.	0,22	2,01	0,00	1,57	2,44	ES
Coca Cola Enterprises	0,19	0,66	0,00	0,28	1,03	ES
Ford Motors Company	0,31	1,99	0,00	1,37	2,6	ES
General Electric Co.	0,12	1,27	0,00	1,04	1,5	ES
Intel Corp.	0,19	1,67	0,00	1,3	2,04	ES
King Pharmaceuticals Inc.	0,28	0,46	0,11	-0,1	1,01	ENS
Marriot International Common St	0,13	1,32	0,00	1,06	1,58	ES
Merck & Co.	0,16	0,61	0,00	0,29	0,93	ES
Microsoft Corp.	0,16	1,27	0,00	0,95	1,59	ES
Pfizer Inc.	0,11	0,58	0,00	0,36	0,81	ES
Walt Disney Co.	0,12	1,13	0,00	0,89	1,37	ES
Whirlpool Corporation Common St	0,18	1,57	0,00	1,21	1,93	ES

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

ES: estadísticamente significativo

ENS: estadísticamente no significativo

**Tabla 27: Significación estadística de los betas de los títulos estadounidenses (S&P<sub>100</sub>)**

Empresas	Desviación típica de las rentabilidades mensuales	Mercado: S&P <sub>100</sub> Beta	Pvalue	Intervalos de confianza Nivel de confianza 95%		Conclusión
Apple Computer	0,24	1,69	0,00	1,21	2,17	ES
Avon Products	0,17	0,77	0,00	0,44	1,11	ES
Bank of New York	0,14	1,00	0,00	0,72	1,27	ES
Boeing Company	0,16	0,91	0,00	0,59	1,22	ES
Bristol Myers Squibb	0,14	0,61	0,00	0,33	0,89	ES
Caterpillar Inc.	0,15	1,34	0,00	1,03	1,65	ES
Chevron Texaco Corp.	0,11	0,60	0,00	0,38	0,81	ES
Cisco Systems	0,17	1,71	0,00	1,38	2,05	ES
Citigroup Inc.	0,22	2,02	0,00	1,59	2,45	ES
Coca Cola Enterprises	0,19	0,60	0,00	0,23	0,98	ES
Ford Motors Company	0,31	1,83	0,00	1,2	2,45	ES
General Electric Co.	0,11	1,28	0,00	1,05	1,5	ES
Intel Corp.	0,18	1,74	0,00	1,39	2,09	ES
King Pharmaceuticals Inc.	0,28	0,33	0,24	-0,23	0,89	ENS
Marriot International Common St	0,14	1,24	0,00	0,97	1,51	ES
Merck & Co.	0,16	0,63	0,00	0,32	0,95	ES
Microsoft Corp.	0,15	1,36	0,00	1,05	1,66	ES
Pfizer Inc.	0,11	0,60	0,00	0,83	1,32	ES
Walt Disney Co.	0,12	1,08	0,00	1,06	1,8	ES
Whirlpool Corporation Common St	0,19	1,43	0,00	1,06	1,8	ES

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

ES: estadísticamente significativo

ENS: estadísticamente no significativo

**Tabla 28: Significación estadística de los betas de los títulos españoles (IGBM)**

Empresas	Desviación típica de las rentabilidades mensuales	Mercado: IGBM Beta	Pvalue	Intervalos de confianza Nivel de confianza 95%		Conclusión
Abengoa	0,16	1,17	0,00	0,86	1,48	ES
Acerinox	0,12	0,85	0,00	0,62	1,09	ES
Adolfo Domínguez	0,18	1,26	0,00	0,91	1,61	ES
Aguas de Barcelona	0,12	0,97	0,00	0,72	1,21	ES
Azkoyen	0,13	0,94	0,00	0,68	1,2	ES
Banco Guipúzcoano	0,11	0,37	0,00	0,15	0,6	ES
BBVA	0,08	1,43	0,00	1,27	1,59	ES
Campofrío	0,11	0,38	0,00	0,15	0,6	ES
Lingotes especiales	0,14	0,36	0,01	0,09	0,63	ES
Ferrovial	0,18	0,97	0,00	0,62	1,33	ES
Indra	0,11	1,13	0,00	0,91	1,35	ES
La Seda BB	0,16	0,79	0,00	0,47	1,11	ES
Metrovacesa	0,19	0,57	0,00	0,19	0,96	ES
NH Hoteles	0,17	1,30	0,00	0,96	1,63	ES
Repsol	0,1	0,75	0,00	0,56	0,94	ES
Zardoya Otis	0,11	0,48	0,00	0,26	0,7	ES
Telefónica	0,09	1,01	0,00	0,83	1,18	ES
Unipapel	0,11	0,35	0,00	0,13	0,57	ES
Uralita	0,11	0,65	0,00	0,43	0,87	ES
Zeltia	0,28	1,39	0,00	0,83	1,96	ES

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

ES: estadísticamente significativo

ENS: estadísticamente no significativo

**Tabla 29: Significación estadística de los betas de los títulos españoles (IBEX<sub>35</sub>)**

Empresas	Desviación típica de las rentabilidades mensuales	Mercado: IBEX <sub>35</sub> Beta	Pvalue	Intervalos de confianza Nivel de confianza 95%		Conclusión
Abengoa	0,15	1,04	0,00	0,74	1,33	ES
Acerinox	0,11	0,79	0,00	0,57	1,01	ES
Adolfo Domínguez	0,17	1,16	0,00	0,83	1,49	ES
Aguas de Barcelona	0,12	0,91	0,00	0,68	1,14	ES
Azkoyen	0,12	0,89	0,00	0,64	1,13	ES
Banco Guipúzcoano	0,11	0,31	0,00	0,1	0,52	ES
BBVA	0,08	1,33	0,00	1,18	1,48	ES
Campofrío	0,11	0,34	0,00	0,13	0,55	ES
Lingotes especiales	0,13	0,31	0,02	0,05	0,57	ES
Ferrovial	0,17	0,89	0,00	0,55	1,22	ES
Indra	0,10	1,05	0,00	0,85	1,26	ES
La Seda BB	0,15	0,73	0,00	0,44	1,03	ES
Metrovacesa	0,18	0,49	0,01	0,14	0,85	ES
NH Hoteles	0,16	1,18	0,00	0,87	1,5	ES
Repsol	0,09	0,71	0,00	0,53	0,88	ES
Zardoya Otis	0,10	0,44	0,00	0,23	0,65	ES
Telefónica	0,08	0,97	0,00	0,81	1,13	ES
Unipapel	0,10	0,30	0,01	0,09	0,51	ES
Uralita	0,10	0,59	0,00	0,38	0,8	ES
Zeltia	0,27	1,31	0,00	0,78	1,84	ES

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

ES: estadísticamente significativo

ENS: estadísticamente no significativo

**Tabla 30: Significación estadística de los betas de los títulos mejicanos (IPC)**

Empresas mexicanas	Desviación típica de las rentabilidades mensuales	Mercado: IPC Beta	Pvalue	Intervalos de confianza. Nivel de confianza 95%		Conclusión
América Móvil L	0,14	1,16	0,00	0,89	1,43	ES
Alfa A CP	0,13	0,94	0,00	0,69	1,19	ES
Ara	0,44	1,37	0,00	0,5	2,25	ES
Bimbo A	0,12	0,61	0,00	0,38	0,84	ES
Cemex CPO	0,16	1,28	0,00	0,96	1,59	ES
Comerci UB	0,17	1,38	0,00	1,04	1,72	ES
Elektra	0,17	1,45	0,00	1,11	1,79	ES
Fomento Econom UTS (FEMSA)	0,3	1,20	0,00	0,61	1,78	ES
GF Norte	0,16	1,09	0,02	0,76	1,41	ES
Grupo Carso A1	0,09	1,03	0,00	0,85	1,21	ES
Grupo Carso Tele A-1	0,14	1,16	0,00	0,87	1,44	ES
Grupo México B	0,18	0,69	0,00	0,34	1,04	ES
Ica	0,67	1,42	0,04	0,1	2,74	ES
Mexichem	1,05	1,54	0,14	-0,53	3,62	ENS
Grupo Simec SAB de CV	0,34	1,11	0,00	0,43	1,78	ES
Soriana B	0,09	1,10	0,00	0,92	1,29	ES
Televisa CPO	1,62	3,71	0,02	0,5	6,91	ES
Telmex-L	0,12	0,81	0,01	0,57	1,05	ES
TV Azteca CO	0,14	1,05	0,00	0,77	1,34	ES
Walmex	0,15	0,88	0,00	0,59	1,18	ES

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

ES: estadísticamente significativo

ENS: estadísticamente no significativo

Conforme a los resultados recogidos en las tablas anteriores acerca de las pruebas de significación de los coeficientes beta, este parámetro en los títulos de los mercados estadounidense, español y mejicano resultan estadísticamente significativos y ocurre para todos los títulos de los 3 mercados, excepto para las empresas King Pharmaceuticals Inc. y Mexichem (ver Tabla 26, Tabla 27 y Tabla 30). La significancia estadística evidencia que ese es el verdadero comportamiento del mercado, basado en la propiedad estadística de insesgabilidad que genera el uso de MCO.

### 3.2.5 Estabilidad de los coeficientes beta de los títulos.

Dado que los parámetros en el ajuste de regresión se han estimado con datos históricos, en algunos casos estos mantienen cierta estabilidad a lo largo del tiempo y en otros no lo hacen. El análisis de significación estadística del cambio del coeficiente beta en la estimación del modelo de mercado, se fundamentó con el test de Chow<sup>394</sup> antes comentado.

Este es un test sobre residuos o perturbaciones de estimaciones alternativas y la forma de operar es la siguiente: 1) se divide la muestra total de tamaño  $n$  en dos submuestras que determina el punto de corte de tamaños  $n_1$  y  $n_2$ ; 2) Se estima el modelo de regresión de la muestra total y así mismo se estiman las regresiones de las dos submuestras identificadas, de las cuales se obtendrá un conjunto de parámetros diferentes, así como los errores de estimación; 3) empleando los errores de la estimación original y de las dos estimaciones parciales se plantea el contraste de hipótesis, cuya hipótesis nula será que los dos conjuntos de parámetros derivados de las regresiones de las muestras  $n_1$  y  $n_2$  son iguales.

El test muestra si la regresión total genera más errores a los obtenidos cuando se emplean las regresiones de las 2 submuestras y en este caso, existe cambio estructural y se rechaza la hipótesis nula,  $H_0$ : ausencia de cambio estructural o estabilidad de beta<sup>395</sup>. En el caso contrario, cuando los errores cometidos empleando la regresión total son similares a la suma de los errores cometidos utilizando las regresiones parciales, no existe razón para

<sup>394</sup> El estadístico de contraste es:

$$F_{(k, n_1+n_2-2k)} = \frac{(e'e - (e'_1e_1 + e'_2e_2))/k}{(e'_1e_1 + e'_2e_2)/(n_1+n_2-2k)} \text{ donde:}$$

$(e'e)$  = es la suma cuadrática residual para la regresión total con  $n$  datos.

$(e'_1, e_1)$  = es la suma cuadrática residual para la regresión de la primera submuestra de tamaño  $n_1$

$(e'_2, e_2)$  = es la suma cuadrática residual para la regresión estimada en la segunda submuestra de tamaño  $n_2$

$n_1$  = número de datos de la 1º subserie.

$n_2$  = número de datos de la 2º subserie.

En el numerador de la fórmula, se supone que no incluye ningún cambio estructural, compara los residuos de la regresión total  $(e'e)$ , con respecto a los residuos de las regresiones de las submuestras:  $(e'_1, e_1)$  y  $(e'_2, e_2)$ , en las cuales se entiende que hay dos estructuras distintas en la muestra.

La regla de decisión es rechazar la hipótesis nula cuando el estadístico de contraste (F-estadístico) es superior al estadístico teórico y se concluye en este caso que existe quiebre estructural.

<sup>395</sup> El modelo tiene estabilidad paramétrica, es decir, no hay quiebre estructural.



pensar que la muestra total contiene un cambio estructural y por tanto, se acepta la hipótesis nula.

En el presente estudio, la serie completa comprende el lapso 2000-2009, y los 2 subperiodos analizados son 2000-2004 y 2005-2009, siendo el punto de quiebre en diciembre de 2004. En la Tabla 29, Tabla 30 y Tabla 31, se resume los resultados de la aplicación del test de Chow en los mercados en estudio.

**Tabla 31: Estabilidad de los betas de empresas estadounidenses.**

Empresas estadounidenses	Punto de quiebre (2004:12)		H <sub>0</sub> : no hay quiebre
	F-Statistic	Probability	
Apple Computer	0,392580	0,6762	Se acepta
Avon Products	6,652556	0,0018	<b>Se rechaza</b>
Bank of New York	2,796845	0,0651	Se acepta
Boeing Company	1,622124	0,2019	Se acepta
Bristol Myers Squibb	1,177397	0,3117	Se acepta
Caterpillar Inc.	3,504321	0,0333	<b>Se rechaza</b>
Chevron Texaco Corp.	0,002560	0,9974	Se acepta
Cisco Systems	3,857037	0,0239	<b>Se rechaza</b>
Citigroup Inc.	7,220099	0,0011	<b>Se rechaza</b>
Coca Cola Enterprises	6,194215	0,0028	<b>Se rechaza</b>
Ford Motors Company	2,327452	0,1021	Se acepta
General Electric Co.	3,189400	0,0448	<b>Se rechaza</b>
Intel Corp.	3,883852	0,0233	<b>Se rechaza</b>
King Pharmaceuticals Inc.	0,676722	0,5103	Se acepta
Marriot International Common St	1,357492	0,2614	Se acepta
Merck & Co.	3,183550	0,0451	<b>Se rechaza</b>
Microsoft Corp.	1,985369	0,1420	Se acepta
Pfizer Inc.	1,095718	0,3377	Se acepta
Walt Disney Co.	0,017288	0,9829	Se acepta
Whirlpool Corporation Common St	5,287382	0,0063	<b>Se rechaza</b>

Fuente: elaboración propia. Para el test de Chow se utilizó el S&P500 como representación del mercado.

Según estos resultados se rechaza la hipótesis nula de estabilidad de beta, con  $\alpha = 5\%$  en 7/20 títulos estadounidenses. Los títulos para los cuales se rechaza la hipótesis nula pertenecen a los sectores: tecnológico, farmacéutico, industrial (petróleo e hidrocarburos, construcción de aviones, alimentos y bebidas), servicios (financiero). A continuación se resumen los resultados para los títulos españoles.



**Tabla 32: Estabilidad de los betas de empresas españolas.**

Empresas españolas	Punto de quiebre (2004:12)		H <sub>0</sub> : no hay quiebre
	F-Statistic	Probability	
Abengoa	1,925040	0,1505	Se acepta
Acerinox	1,745180	0,1792	Se acepta
Adolfo Domínguez	1,390265	0,2531	Se acepta
Aguas de Barcelona	0,168259	0,8453	Se acepta
Azkoyen	1,793494	0,1710	Se acepta
Banco Guipúzcoano	2,329695	0,1019	Se acepta
BBVA	0,112133	0,8940	Se acepta
Campofrío	1,820350	0,1666	Se acepta
Lingotes especiales	1,864683	0,1596	Se acepta
Ferrovial	3,159689	0,0461	<b>Se rechaza</b>
Indra	12,649150	0,0000	<b>Se rechaza</b>
La Seda BB	2,728502	0,0695	Se acepta
Metrovacesa	1,061839	0,3492	Se acepta
NH Hoteles	3,806266	0,0251	<b>Se rechaza</b>
Repsol	4,780748	0,0101	<b>Se rechaza</b>
Zardoya Otis	3,281349	0,0411	<b>Se rechaza</b>
Telefónica	14,241780	0,0000	<b>Se rechaza</b>
Unipapel	4,965524	0,0085	<b>Se rechaza</b>
Uralita	0,406182	0,6671	Se acepta
Zeltia	3,071863	0,0501	<b>Se rechaza</b>

Fuente: elaboración propia. Para el test de Chow se utilizó el IGBM como representación del mercado.

En el caso de los títulos españoles se rechaza la hipótesis nula de estabilidad de beta con  $\alpha = 5\%$  en 2/20 títulos, los cuales pertenecen a los sectores: tecnológico y farmacéutico. Por último, se muestran los resultados para el caso de los títulos mejicanos.

**Tabla 33: Estabilidad de los betas de empresas mejicanas.**

Empresas mejicanas	Punto de quiebre (2004:12)		H <sub>0</sub> : no hay quiebre
	F-Statistic	Probability	
América Móvil L	1,352733	0,2626	Se acepta
Alfa A CP	10,018990	0,0001	<b>Se rechaza</b>
Ara	1,532168	0,2204	Se acepta
Bimbo A	1,251739	0,2898	Se acepta
Cemex CPO	2,496932	0,0868	Se acepta
Comerci UB	2,308402	0,1040	Se acepta
Elektra	1,893330	0,1552	Se acepta
Fomento Econom UTS (FEMSA)	0,938887	0,3940	Se acepta
GF Norte	1,272428	0,2840	Se acepta
Grupo Carso A1	1,024501	0,3622	Se acepta
Grupo Carso Tele A-1	1,192209	0,3072	Se acepta
Grupo México B	3,595782	0,0305	<b>Se rechaza</b>
Ica	0,255626	0,7749	Se acepta
Mexichem	1,172046	0,3134	Se acepta
Grupo Simec SAB de CV	0,432474	0,6499	Se acepta
Soriana B	1,029415	0,3605	Se acepta
Televisa CPO	2,420530	0,0934	Se acepta
Telmex-L	0,870581	0,4214	Se acepta
TV Azteca CO	12,208690	0,0000	<b>Se rechaza</b>
Walmex	0,510983	0,6012	Se acepta

Fuente: elaboración propia. Para el test de Chow se utilizó el IPC como representación del mercado.

De la muestra de títulos mejicanos se rechaza la hipótesis nula de estabilidad de beta con  $\alpha = 5\%$  en 7/20 títulos, los cuales pertenecen a los sectores: servicios (tecnológico, telecomunicaciones y distribución), e industrias (petroquímica y polímeros, alimentos y minería).

De los resultados anteriores, se puede concluir que para los títulos en los cuales se rechaza la hipótesis nula  $H_0 =$  de ausencia de cambio estructural o estabilidad de los betas en los mercados: estadounidense, español y mejicano, existe más probabilidad de la ocurrencia de un cambio estructural, dado quizás por condiciones de mercado.

Sin embargo, en caso contrario, en aquellos títulos en los cuales no se logra rechazar la  $H_0$  de estabilidad de las betas, se podría justificar el uso de estimaciones pasadas para el futuro.

### 3.3. Pruebas de eficiencia débil

La HEM en su forma débil supone que la cotización de los títulos refleja la información pasada obtenida de las series históricas de precios, por tanto, no es posible obtener rendimientos superiores al mercado, las noticias ocurren aleatoriamente por consiguiente el cambio de los precios también es aleatorio y el análisis técnico es inútil.

Los test de eficiencia débil planteados buscan demostrar que las series de rentabilidades mensuales de los mercados expresadas en términos porcentuales, en un lapso de 10 años, se comportan de manera aleatoria y podrán validar o invalidar la HEM. El período y tamaño de la muestra se detallan a continuación:

**Tabla 34: Eficiencia débil. Datos empleados**

Mercado	Índice	Período	Tamaño de la muestra
Estados Unidos	S&P <sub>500</sub> Standard and Poor's 500.	Enero de 2000 hasta diciembre de 2009	120
	S&P <sub>100</sub> Standard and Poor's 100.		
España	IGBM. Índice General de la Bolsa de Madrid.		
	IBEX <sub>35</sub> Iberia Index		
Mexico	IPC Índice de precios y cotizaciones.		
Venezuela	IBC Índice bursátil de capitalización de la Bolsa de Caracas.		

Fuente: el precio de cierre mensual de los índices, fueron obtenidos de Economática, Megabolsa y Yahoo Finance

El Standard and Poor's 500 Index ( $S\&P_{500}$ ), es el índice más representativo de la situación real del mercado bursátil estadounidense. Es un índice ponderado por

capitalización bursátil. El mismo es construido a partir de la capitalización bursátil de las 500 empresas más grandes de ese mercado.

El Standard and Poor's 100 Index ( $S\&P_{100}$ ), está conformado por las 100 empresas de mayor tamaño que cotizan en las bolsas de los Estados Unidos y que también integran el índice  $S\&P_{500}$ . Es el índice de referencia que utiliza la empresa Standard & Poor's, una de las 3 agencias más importantes de calificación de crédito.

El Índice General de la Bolsa de Madrid (IGBM), está compuesto por 160 valores aproximadamente. Sin embargo, este índice no está integrado por un número fijo de empresas, sino que su número varía admitiéndose semestralmente todas aquellas compañías que cumplan el conjunto de requisitos estipulados y excluyéndose del mismo, las que incumplan alguno de ellos. Los requisitos establecidos se refieren a volumen, frecuencia de contratación y rotación de su capitalización bursátil anual. Para el cálculo diario del índice, consideran los precios de cierre diarios de cada valor perteneciente al IGBM. El índice valor en base 100, es el cociente entre la cotización del día de cálculo y el llamado precio de referencia (precio de cierre del día anterior a la modificación de la composición del IGBM, 31/12 y el 30/06, en las reuniones ordinarias del Comité).<sup>396</sup>

El índice Iberia Index ( $IBEX_{35}$ ) está formado por las 35 empresas con más liquidez que cotizan en el Sistema de Interconexión Bursátil Electrónico (SIBE) en las 4 Bolsas Españolas: Madrid, Barcelona, Bilbao y Valencia. Es un índice ponderado por capitalización bursátil.

El Índice de Precios y Cotizaciones (IPC) de la Bolsa Mexicana de Valores, es un indicador de la evolución del mercado accionario de Méjico en su conjunto. Se calcula en función de las variaciones de precios de una selección de acciones que toman como muestra, ponderada y representativa de todas las acciones cotizadas en ese mercado.

El Índice Bursátil de Capitalización (IBC) de la Bolsa de Valores de Caracas, es el promedio aritmético de la capitalización de cada uno de los 17 títulos de mayor

---

<sup>396</sup> Información tomada del sitio web de la Bolsa de Valores de Madrid.  
<http://www.bolsamadrid.es/esp/contenido.asp?menu=4&enlace=/esp/indices/igbm/igbm2002.htm> Fecha de la consulta 10 de marzo de 2008.

capitalización y liquidez, negociados en el mercado accionario venezolano, escogidos sin discriminar el tipo de actividad de las empresas a los cuales pertenecen.

Previo a la realización de los test de eficiencia débil, se realiza un análisis de estadística descriptiva de las series de tiempo utilizadas en el estudio, con la finalidad de describir el conjunto de datos empleados y verificar la existencia o no normalidad de las mismas para fines de inferencia estadística. La no normalidad de las series permite realizar algunas transformaciones conocidas con el fin último de alcanzar la normalidad de la misma. Los test de eficiencia débil empleados fueron: función de autocorrelación serial, prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller y prueba de raíz unitaria de Phillips-Perron.

Por último, se incorporaron 2 apartados, por una parte para estudiar el efecto mes en los mercados y por otra, para examinar la relación entre las rentabilidades mensuales de los índices.

### **3.3.1 Estadística descriptiva de las series de rentabilidad mensual de los mercados**

Se decide emplear las rentabilidades mensuales con base en el trabajo de Fama (1976),<sup>397</sup> quien señala que pareciera que las rentabilidades diarias no son normales por apreciarse leptocurtosis, y además concluye que las rentabilidades mensuales se pueden considerar normales.

Este análisis de estadística descriptiva fue realizado para conocer las características de las series. Las medidas estadísticas utilizadas fueron: media aritmética, mediana, valor máximo, valor mínimo, desviación típica, coeficiente de asimetría, coeficiente de curtosis y estadístico de Jarque Bera.

---

<sup>397</sup> FAMA, E. (1976). *Op. cit.* pp. 21-33.

La media aritmética o promedio de cada muestra, fue determinada sumando el grupo de observaciones y dividiendo por el tamaño de la muestra<sup>398</sup>.

La mediana se refiere al número intermedio del grupo de elementos que conforman la muestra, es decir, la mitad de los números son superiores a la mediana y la mitad de los números tienen valores menores que la mediana. Para una distribución simétrica de un grupo de números, las medidas de tendencia central, como son la media y la mediana son iguales o similares. Para una distribución sesgada de un grupo de números, las medidas pueden ser distintas.

El valor máximo de cada muestra, se refiere al valor más alto de la serie temporal, en este caso la rentabilidad mensual más alta del índice bursátil (mercado), durante el período en estudio. Por el contrario, el valor mínimo de cada muestra, es el valor más bajo de la serie temporal o la rentabilidad mensual más baja de mercado, en el período en estudio.

La desviación estándar o desviación típica<sup>399</sup>, es la medida de la dispersión de los valores. En este caso, es la dispersión o medida de riesgo de las fluctuaciones de la rentabilidad mensual de los precios de cierre de los índices bursátiles de los mercados, respecto a la media o su valor promedio<sup>400</sup>.

Para estimar el coeficiente de asimetría<sup>401</sup> ( $\gamma_1$ ) de la rentabilidad de cada mercado, se usaron las diferencias con respecto a la media pero elevadas al cubo. La asimetría es positiva si el coeficiente de asimetría es mayor que cero ( $\gamma_1 > 0$ ), se dice entonces que es una distribución asimétrica positiva, lo cual indica que existe mayor concentración de los

---

<sup>398</sup> Si se tiene una muestra estadística de valores  $X_1, X_2 \dots X_n$  para una variable aleatoria  $X$ , la media muestral se define como:  $\bar{X}_n = T(X_1, X_2 \dots X_n) =$

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = (X_1 + X_2 + \dots + X_n)/n$$

Donde:  $X$  = rentabilidad mensual (%),  $n$  es el tamaño de la muestra o número de observaciones (rentabilidades).

<sup>399</sup> Medida estadística empleada:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n}}$$

<sup>400</sup> Mientras más alejados se encuentren los datos de su media mayor será la desviación estándar.

<sup>401</sup> Se conoce como coeficiente de asimetría de Fisher. También es conocido como el tercer momento central de una distribución de probabilidad.

$$\gamma_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^3}{n(\sigma)^3}$$



valores o elementos que conforman la muestra a la derecha de la media, es decir, indica una distribución unilateral que se extiende hacia valores más positivos. Cuando el coeficiente de asimetría es negativo, el valor de este coeficiente es menor que cero ( $\gamma_1 < 0$ ) se trata de una distribución asimétrica negativa, indica que existe mayor concentración de valores a la izquierda de la media que a su derecha, es decir, se trata de una distribución unilateral que se extiende hacia valores más negativos. Sin embargo, el coeficiente de asimetría también puede ser igual a cero ( $\gamma_1 = 0$ ) y esto indica que existe igual concentración de los valores, tanto a la derecha como a la izquierda de la media. En el caso de estudio, la asimetría medirá la diferencia que existe entre las probabilidades de obtener rendimientos superiores o inferiores a la media.

El coeficiente de curtosis<sup>402</sup> ( $\gamma_2$ ), mide el nivel de concentración de los datos en la región central de la distribución. Para estimar la curtosis se utilizaron las diferencias con respecto a la media, pero elevadas a la cuarta potencia. Esta medida caracteriza el alargamiento o achatamiento relativo a una distribución al compararla con la distribución normal. Según la nomenclatura empleada para estimar la curtosis, el resultado puede ser positivo mayor a 3 ( $\gamma_2 > 3$ ), que indica un elevado grado de concentración alrededor de los valores centrales de la variable, gráficamente la curva de la distribución tendrá forma puntiaguda (curva leptocúrtica).

Cuando la curtosis es positiva entre cero y 3, indica un reducido grado de concentración de los datos alrededor de los valores centrales de la variable y la gráfica de la curva de la distribución tendrá forma achatada (curva platicúrtica). Cuando el valor de la curtosis es igual a 3, ( $\gamma_2 = 3$ ), indica que los datos se distribuyen normalmente alrededor los valores centrales de la variable que se analiza y gráficamente la curva de la distribución de los datos adoptaría la forma de curva normal o curva mesocúrtica.

---

<sup>402</sup> Su estadístico de prueba está basado en el cuarto momento centrado con respecto a la media.

$$\gamma_2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^4}{n(\sigma)^4}$$

Como prueba de normalidad de las series se usó el contraste de Jarque-Bera<sup>403</sup> (*JB*), cuyo nombre corresponde a los apellidos de quienes lo propusieron en 1981. Es un test paramétrico de normalidad<sup>404</sup>, útil para verificar si cada serie está o no, normalmente distribuida.

La distribución del estadístico *JB* para muestras grandes, es una chi-cuadrado con 2 grados de libertad. En caso que la distribución sea normal, tendría un coeficiente de asimetría igual a cero ( $\gamma_1 = 0$ ), un coeficiente de curtosis igual a 3 ( $\gamma_2 = 3$ ) y el estadístico de *JB* sería cero ( $JB = 0$ ).

En la Tabla 35 se resumen los resultados de la estadística descriptiva y del test de normalidad de *JB*<sup>405</sup> de las series de rentabilidad mensual de los índices bursátiles en estudio, correspondientes al período 2000-2009.

**Tabla 35: Estadística descriptiva de la rentabilidad mensual de los índices bursátiles**

	EEUU		España		México	Venezuela
	S&P500	S&P100	IGBM	IBEX35	IPC	IBC
Valor máximo	9,671990	10,791900	15,296620	16,157670	16,560420	48,287920
Valor mínimo	-16,942450	-14,590880	-16,764810	-17,032290	-17,853660	-15,828540
Media	-0,119814	-0,249311	0,321948	0,193975	1,468857	2,308970
Mediana	0,601957	0,279393	0,699567	0,684019	2,491558	1,347849
Desviación estándar	4,652143	4,690514	5,483133	5,864315	6,430444	8,551402
Asimetría	-0,573841	-0,386807	-0,318031	-0,253278	-0,409094	1,765584
Curtosis	3,844951	3,431659	3,869608	3,854273	3,024380	9,404032
Jarque-Bera	10,155590	3,924041	5,803972	4,931910	3,350135	267,403900
<i>p</i> -valor	0,006234	0,140574	0,054914	0,084928	0,187296	0,000000

Fuente: elaboración propia. Datos obtenidos del programa estadístico.

<sup>403</sup> Estadístico de prueba:

$$JB = n \left[ \frac{(\gamma_1)^2}{6} + \frac{(\gamma_2 - 3)^2}{24} \right]$$

El valor de probabilidad ofrecido por el programa estadístico que se observará más adelante, se entiende como el nivel de significación asociado al rechazo de la hipótesis nula: valores pequeños para esa probabilidad (inferiores a 0,05 ó 0,1) indicarían por tanto, ausencia de normalidad en la distribución de valores de la variable analizada.

<sup>404</sup> La no normalidad se puede deber a la existencia de valores atípicos o distribuciones no normales (formas no simétricas, que no están centradas en la media por: fallo de la simetría, mayor masa probabilística en el centro que la normal o mayor masa en los extremos que la normal).

<sup>405</sup> La representación gráfica resultados de la estadística descriptiva y el contraste de Jarque-Bera, suministradas por el programa estadístico pueden verse en los apéndices: D, E, F, G, H, I.

Los resultados anteriores muestran las estadísticas básicas de las series en estudio. La serie IBC del mercado venezolano presenta la mayor rentabilidad promedio de la muestra con un 2,30, destaca en esta serie que es quien presenta la mayor variabilidad de la muestra con un desviación estándar de 8,55; el coeficiente de asimetría evidencia que la distribución es simétrica positiva (1,76), en tanto el coeficiente de curtosis muestra que la serie tiene un fuerte grado de concentración de los valores alrededor de su media, presentando una curva leptocúrtica.

La serie IPC del mercado mejicano muestra una rentabilidad media de 1,46, la más alta después del índice IBC. La dispersión del IPC es de 643, indicando que es la segunda serie con mayor grado de variabilidad. Esta serie tiene una distribución asimétrica negativa muy leve, con un coeficiente de asimetría de -0,31 y la concentración de los valores entorno a su media no es muy pronunciado, pues su coeficiente de curtosis es de 3,02, generando una curva leptocúrtica o poco puntiaguda.

Respecto a las series españolas *IBEX<sub>35</sub>* y *IGBM*, son series que presentan características similares, comportamiento esperado porque están en el mismo mercado financiero. La media del *IBEX<sub>35</sub>* es de 0,19 y la del *IGBM* es de 0,32, mostrando rendimientos promedios cercanos. La dispersión de ambas series es muy similar, 5,86 para el *IBEX<sub>35</sub>* y 5,48 para el *IGBM*. Las dos series presentan asimetría negativa leve y su coeficiente de curtosis indica la existencia de cierta concentración de los valores de la serie alrededor de su media, derivando curvas leptocúrticas poco puntiagudas, tendientes a ser curvas normales.

Para el caso de las series de los Estados Unidos, tanto el *S&P<sub>100</sub>* y el *S&P<sub>500</sub>* presentan rentabilidades promedios negativas, -0,24 y -0,11, respectivamente; es decir, que los índices durante el período de estudio produjeron bajas ganancias e incluso pérdidas para los accionistas, en promedio. La dispersión de las dos series norteamericanas es muy similar, 4,69 del *S&P<sub>100</sub>* y 4,65 del *S&P<sub>500</sub>*, destaca el hecho que son las series que mostraron la menor variabilidad del grupo bajo estudio, asociado con la rentabilidad promedio negativa manifiestan que son series que se vieron afectadas por acontecimientos importantes que repercutieron sobre el mercado de valores<sup>406</sup>. Estas series muestran

---

<sup>406</sup> Ver el apartado 3.1.1 Principales hitos en las economías analizadas durante el período 2000-2009.

coeficientes de asimetrías menores a cero, evidenciando que su distribución es asimétrica negativa leve y sus curvas son leptocúrticas poco puntiagudas.

Con la finalidad de evitar hacer un análisis de la asimetría y curtosis sobre resultados puntuales, se estiman los intervalos de confianza<sup>407</sup> para verificar el rechazo o no, de las siguientes hipótesis: i) para la asimetría, el sistema de hipótesis es  $H_0: \gamma_1 = 0$  (simetría de las series) vs.  $H_1: \gamma_1 \neq 0$  (asimetría de las series); ii) en el caso de la curtosis<sup>408</sup>, el sistema de hipótesis empleado fue  $H_0: \gamma_2 = 3$  (normalidad de la serie) vs.  $H_1: \gamma_2 \neq 3$  (no normalidad de la serie). Los resultados obtenidos se pueden apreciar en la siguiente tabla.

**Tabla 36: Contraste de hipótesis mediante intervalos de confianza para los coeficientes de asimetría y curtosis de las series de rentabilidad mensual de los índices bursátiles**

	ASIMETRÍA			CURTOSIS		
	Límite inferior	Límite superior	Conclusión	Límite inferior	Límite superior	Conclusión
EEUU (S&P500)	-1.00	-0.13	Simétrica	2.96	4.71	No normalidad
EEUU (S&P100)	-0.81	0.05	Simétrica	2.55	4.30	Normalidad
España (IGBM)	-0.74	0.12	Simétrica	2.98	4.6	Normalidad
España (IBEX35)	-0.68	0.18	Simétrica	2.97	4.72	Normalidad
México (IPC)	-0.83	0.03	Simétrica	2.14	3.89	Normalidad
Venezuela (IBC)	1.32	2,19	No simétrica	8.52	10.27	No normalidad

Fuente: elaboración propia.

En relación a la normalidad de las series, se emplea como base del análisis un nivel de significancia del 5% ( $\alpha = 5\%$ ), al observar los valores de probabilidad asociados al estadístico Jarque-Bera de cada serie, se evidencia que las series *IBEX<sub>35</sub>*, *IGBM*, *IPC* y *S&P<sub>100</sub>* se distribuyen normal, a diferencia de las series *IBC* y *S&P<sub>500</sub>* que no presentan distribuciones de probabilidad normales.<sup>409</sup> Es importante destacar que la no normalidad de las series no afecta la calidad de las estimaciones que se realicen mediante Mínimos

<sup>407</sup> Con una probabilidad de  $(1 - \alpha = 95\%)$ , la distribución del estimador de la asimetría es aproximadamente normal para muestras grandes ( $n > 50$ ) con media y varianza:  $\gamma_1 \Rightarrow N(0, \frac{6}{n})$ . Para estimar los referidos intervalos de confianza se utilizó la expresión:  $\left[ \gamma_1 \pm 1,96 \sqrt{\frac{6}{n}} \right]$ .

<sup>408</sup> Con una probabilidad de  $(1 - \alpha = 95\%)$ , la distribución del estimador de la curtosis es aproximadamente normal para muestras grandes ( $n > 200$ ) con media y varianza:  $\gamma_2 \Rightarrow N(3, \frac{24}{n})$ . Para estimar los intervalos de confianza se empleó la expresión:  $\left[ \gamma_2 \pm 1,96 \sqrt{\frac{24}{n}} \right]$ .

<sup>409</sup> La hipótesis a probar es  $H_0$ : la serie se distribuye normal vs.  $H_1$ : la serie no se distribuye normal. La regla de decisión asociada es si  $Pvalue > \alpha$  no se rechaza  $H_0$ ; si  $Pvalue < \alpha$  se rechaza  $H_0$ .

Cuadrados Ordinarios (MCO), ya que la normalidad no es un supuesto básico asociado al método.

No obstante, se realizan transformaciones a las series IBC y S&P<sub>500</sub> con el fin de alcanzar normalidad, sin embargo esto no fue posible, la única solución viable es aumentar el tamaño de la muestra basado en el Teorema Central del Límite, pero esta solución no puede ser empleada porque se tendrían tamaños de muestras diferentes y no podrían ser comparables con las series que registran normalidad.

**Tabla 37: Estadística descriptiva de las series transformadas para alcanzar normalidad**

	D IBC	D S&P <sub>500</sub>
Media	0,053778	0,057709
Mediana	0,490453	0,164949
Máximo	46,81835	19,64732
Mínimo	-41,51600	-12,75157
Desviación estándar	11,24205	5,952773
Asimetría	-0,026542	0,401815
Curtosis	6,915568	3,928875
Jarque-Bera	76,03353	7,480293
<i>p</i> - valor	0,000000	0,023751
Observaciones	119	119

Fuente: elaboración propia. Datos obtenidos del programa estadístico D: primera diferencia de la serie. No se aplicó transformación logarítmica porque las rentabilidades presentan valores negativos y matemáticamente no es posible.

Con un nivel de significancia del 5%, se rechaza la hipótesis nula de normalidad de las series, por tanto, las series mediante su transformación en diferencia no se distribuyen normales. Es importante destacar que cuando se realiza la diferenciación de una serie de tiempo se pierde una observación, recordando así que la serie pasa de tener información de largo plazo mala, a tener información de corto plazo buena.

### 3.3.2 Función de autocorrelación de las series de rentabilidad mensual de los mercados

La autocorrelación de la serie, tiene como finalidad medir la correlación o asociación lineal entre los valores de la serie distanciados por un lapso de tiempo  $t$ , proporciona los coeficientes de correlación lineal entre los valores de la serie en estudio por  $k$  unidades temporales de la serie (retrasos). Dicho de otra manera, indican el grado de correlación entre cada valor de la serie y los valores desplazados  $1, 2 \dots n$  períodos<sup>410</sup>.

En la práctica los comportamientos gráficos carecen de precisión por lo cual, a través de pruebas de hipótesis se puede determinar cuándo un coeficiente estimado (de autocorrelación o autocorrelación parcial) es considerado nulo. Por ello, se hacen contrastes de significatividad estadística de los coeficientes y en este trabajo se emplea el contraste de Ljung-Box (1978)<sup>411</sup> que se basa en el análisis de significación de un conjunto de retardos de la serie<sup>412</sup>. Se formula la hipótesis nula considerando la ausencia de autocorrelación, lo cual significa considerar la nulidad de un conjunto de los coeficientes de autocovarianza o autocorrelación ( $\rho$ ).  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0$  y la hipótesis alternativa se plantea:  $H_1: \text{al menos un } \rho_i \neq 0$  por tanto, como test de la HEM en su forma débil se quiere detectar o no, la presencia de autocorrelación y por ello, se realizan los correlogramas, considerando hasta 36 retardos a partir de las rentabilidades mensuales de los índices:  $S\&P_{500}$ ,  $S\&P_{100}$ ,  $IGBM$ ,  $IBEX_{35}$ ,  $IBC$  e  $IPC$ .

Se obtienen los coeficientes de autocorrelación y autocorrelación parcial y el estadístico de Ljung-Box (*Q-statistic*) para un nivel de significación del 5% para fundamentar el análisis de significación en la prueba de hipótesis antes planteada. Los

<sup>410</sup> La función de autocorrelación de una serie de tiempo muestra la correlación teórica entre los valores de la serie en el periodo  $t$  y sus valores en el periodo  $t + k$ , para cualquier valor de  $k$  desde 1 hasta  $n$ . 
$$\rho_k = \frac{Cov(X_t, X_{t+k})}{Var(X_t)} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$
. Los coeficientes de autocorrelación de los procesos estacionarios tienden a cero (0) rápidamente a medida que aumenta el número de rezagos  $k$ . Los coeficientes de autocorrelación de los procesos no estacionarios decaen muy lentamente, a cero (0), a medida que aumenta  $k$ .

<sup>411</sup> LJUNG G. M. y Box G. E. P. (1978). *op.cit.* pp.297-303.

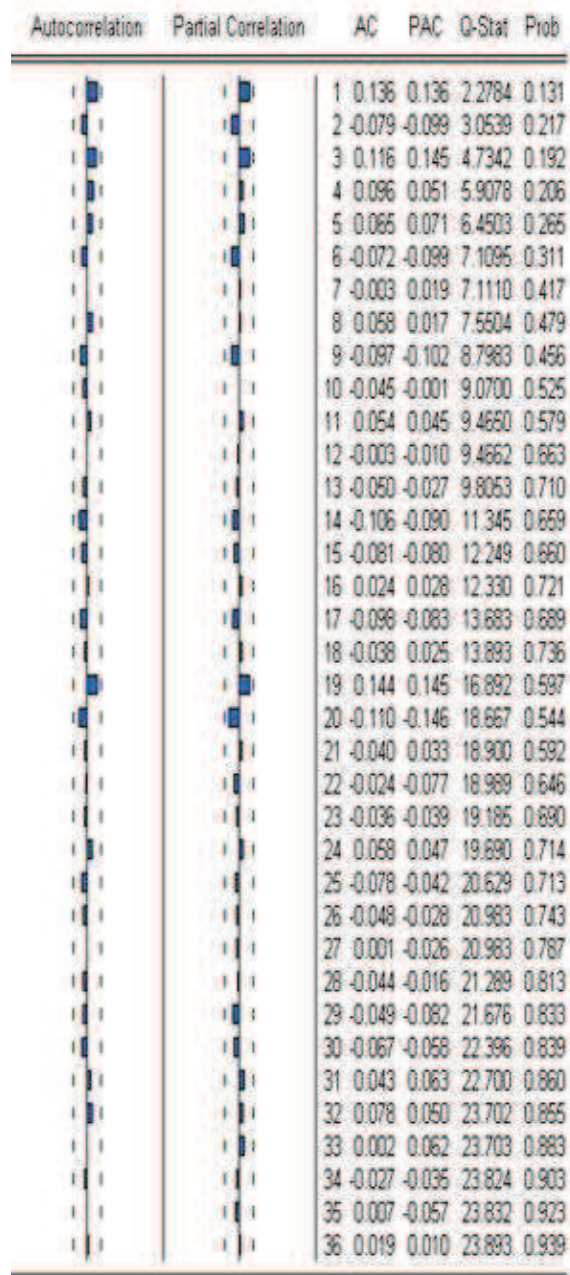
<sup>412</sup>  $Q_{LB} = 1(n + 2) \sum_{j=1}^{\rho} \frac{\hat{\rho}_j^2}{(n-j)}$  Donde  $n$  es el número total de los  $\rho$  en el correlograma y el contraste se distribuye asintóticamente como una chi-cuadrado  $\chi^2$  con  $(n - \rho)$  grados de libertad, cuando se observa el test sobre la serie.

gráficos siguientes muestran los correlogramas y es estadístico  $Q$  de las series de rentabilidad de los mercados en estudio.

**Gráfico 15: Correlograma de la serie de rentabilidad mensual del S&P<sub>500</sub>**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.183	0.183	4.1042	0.043
		2	-0.063	-0.100	4.5970	0.100
		3	0.114	0.152	6.2349	0.101
		4	0.148	0.093	9.0017	0.061
		5	0.031	0.006	9.1206	0.104
		6	-0.100	-0.107	10.415	0.108
		7	0.018	0.035	10.457	0.164
		8	0.041	-0.007	10.672	0.221
		9	-0.099	-0.089	11.965	0.215
		10	-0.076	-0.020	12.732	0.239
		11	0.045	0.047	13.001	0.293
		12	0.016	-0.005	13.035	0.366
		13	-0.065	-0.027	13.609	0.402
		14	-0.097	-0.075	14.906	0.385
		15	-0.065	-0.074	15.492	0.417
		16	0.020	0.036	15.549	0.485
		17	-0.079	-0.065	16.445	0.493
		18	-0.049	0.013	16.785	0.538
		19	0.143	0.151	19.768	0.409
		20	-0.088	-0.160	20.893	0.403
		21	-0.066	0.022	21.530	0.427
		22	-0.020	-0.058	21.591	0.484
		23	-0.036	-0.070	21.782	0.533
		24	0.034	0.065	21.956	0.582
		25	-0.047	-0.019	22.289	0.619
		26	-0.048	-0.045	22.650	0.653
		27	0.005	0.008	22.655	0.703
		28	-0.039	-0.040	22.894	0.738
		29	-0.053	-0.061	23.351	0.760
		30	-0.042	-0.038	23.634	0.788
		31	0.048	0.067	24.016	0.810
		32	0.062	0.037	24.665	0.819
		33	0.001	0.042	24.665	0.852
		34	-0.034	-0.036	24.860	0.874
		35	-0.010	-0.090	24.878	0.898
		36	0.000	0.001	24.878	0.919

**Gráfico 16: Correlograma de la serie de rentabilidad mensual del S&P<sub>100</sub>**





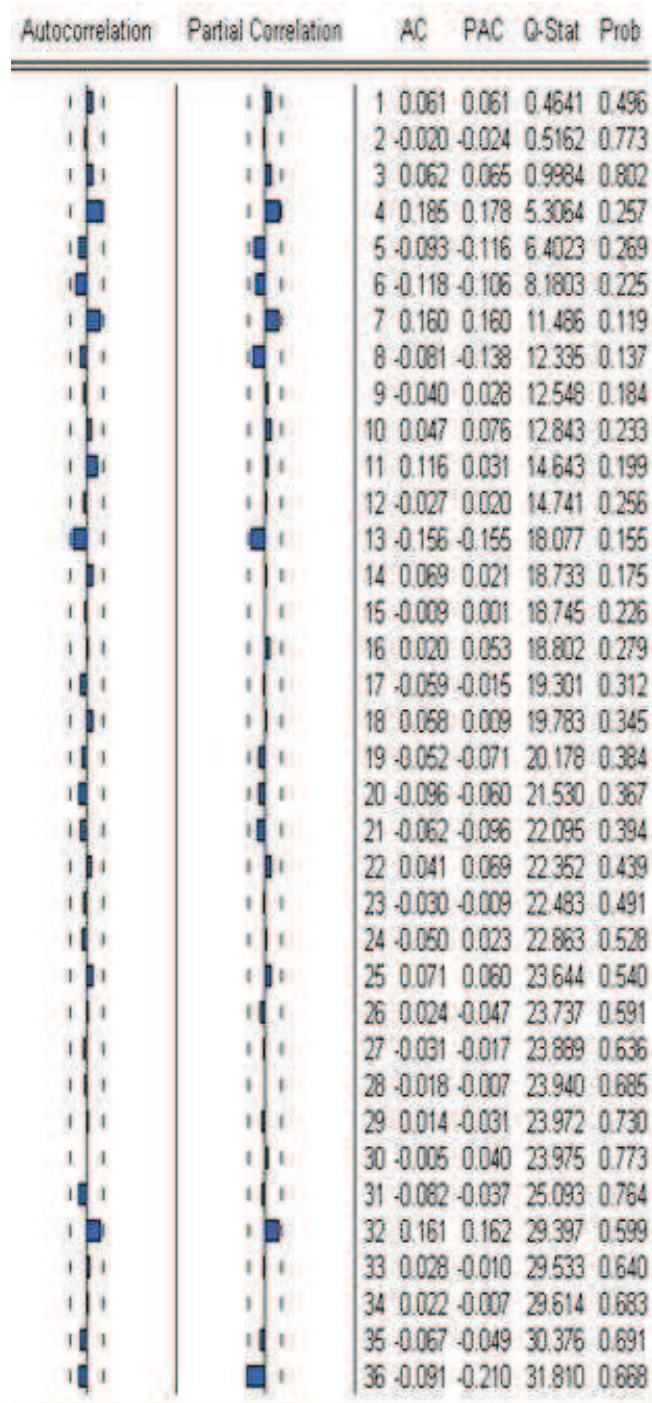
**Gráfico 17: Correlograma de la serie de rentabilidad mensual del *IGBM***

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.144	0.144	2.5686	0.109
		2	-0.033	-0.065	2.7069	0.258
		3	0.065	0.080	3.2373	0.356
		4	0.107	0.086	4.6861	0.321
		5	0.026	0.004	4.7747	0.444
		6	0.036	0.038	4.9437	0.551
		7	0.033	0.012	5.0880	0.649
		8	0.019	0.006	5.1372	0.743
		9	0.007	-0.002	5.1428	0.822
		10	-0.079	-0.092	5.9709	0.818
		11	-0.007	0.012	5.9772	0.875
		12	0.054	0.042	6.3704	0.896
		13	-0.028	-0.037	6.4808	0.927
		14	0.050	0.084	6.8308	0.941
		15	-0.020	-0.051	6.8888	0.961
		16	-0.039	-0.023	7.1030	0.971
		17	-0.133	-0.132	9.6103	0.919
		18	-0.002	0.024	9.6111	0.944
		19	-0.010	-0.018	9.6266	0.962
		20	0.041	0.062	9.8677	0.971
		21	0.000	0.008	9.8677	0.981
		22	-0.014	0.006	9.8975	0.987
		23	-0.086	-0.092	11.026	0.983
		24	-0.065	-0.038	11.671	0.983
		25	0.023	0.029	11.754	0.988
		26	0.060	0.050	12.309	0.989
		27	0.045	0.046	12.633	0.991
		28	-0.128	-0.142	15.254	0.976
		29	-0.137	-0.096	18.293	0.938
		30	-0.031	-0.028	18.450	0.951
		31	-0.062	-0.039	19.082	0.953
		32	0.069	0.121	19.867	0.954
		33	0.070	0.064	20.693	0.953
		34	0.041	0.020	20.981	0.961
		35	-0.007	0.011	20.988	0.971
		36	-0.112	-0.156	23.159	0.952

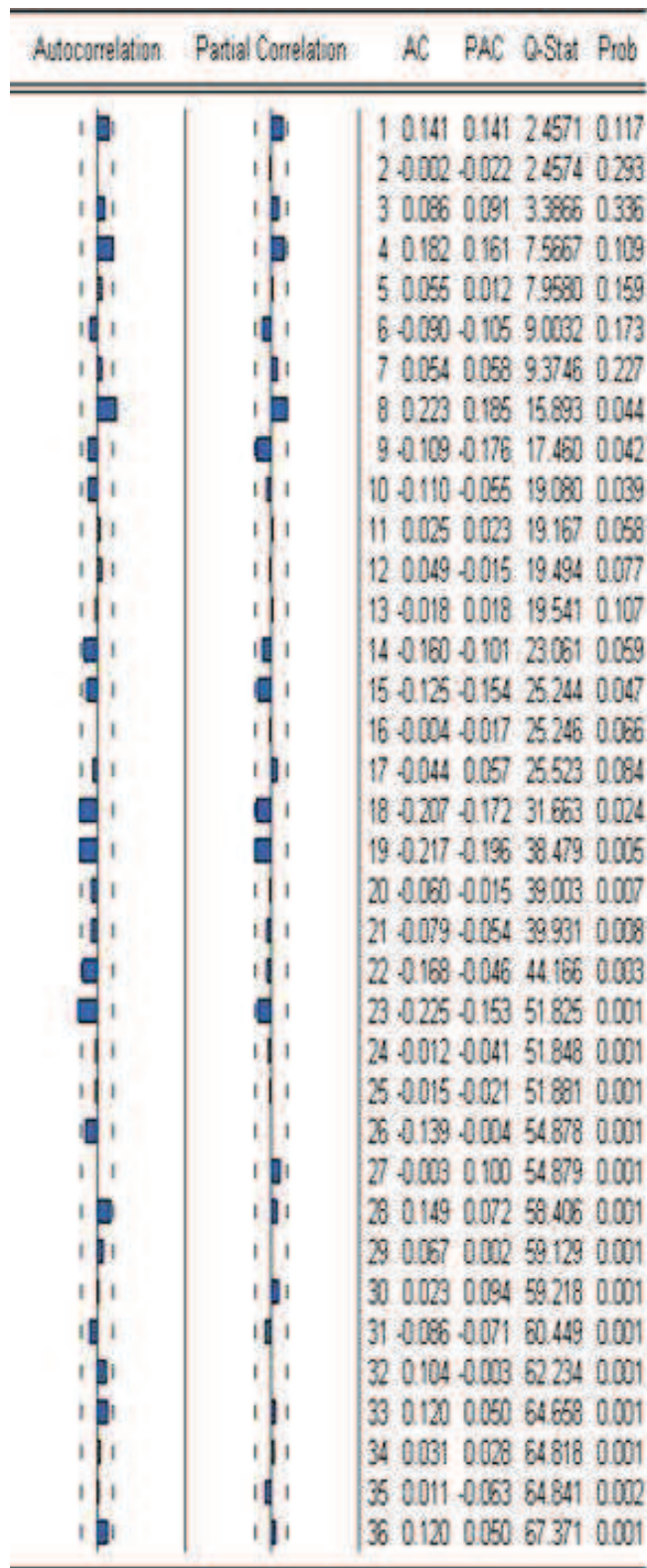
**Gráfico 18: Correlograma de la serie de rentabilidad mensual del *IBEX*<sub>35</sub>**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.089	0.089	0.9694	0.325	
2	-0.050	-0.059	1.2635	0.526	
3	0.061	0.072	1.7481	0.626	
4	0.095	0.081	2.8964	0.575	
5	0.016	0.007	2.9277	0.711	
6	0.038	0.043	3.1138	0.794	
7	0.030	0.014	3.2340	0.863	
8	0.024	0.016	3.3118	0.913	
9	0.007	-0.001	3.3175	0.950	
10	-0.065	-0.074	3.8739	0.953	
11	0.011	0.017	3.8890	0.973	
12	0.056	0.041	4.3145	0.977	
13	-0.036	-0.040	4.4945	0.985	
14	0.060	0.084	4.9943	0.986	
15	-0.027	-0.055	5.0981	0.991	
16	-0.036	-0.021	5.2841	0.994	
17	-0.138	-0.142	7.9749	0.967	
18	0.017	0.031	8.0182	0.978	
19	-0.007	-0.018	8.0250	0.986	
20	0.051	0.072	8.3992	0.989	
21	0.007	0.020	8.4074	0.993	
22	0.007	0.024	8.4154	0.996	
23	-0.083	-0.091	9.4599	0.994	
24	-0.050	-0.033	9.8478	0.995	
25	0.040	0.033	10.094	0.996	
26	0.075	0.063	10.980	0.996	
27	0.043	0.048	11.268	0.997	
28	-0.110	-0.117	13.189	0.992	
29	-0.127	-0.105	15.770	0.978	
30	-0.014	-0.029	15.802	0.984	
31	-0.067	-0.050	16.536	0.984	
32	0.079	0.115	17.576	0.982	
33	0.058	0.056	18.138	0.983	
34	0.038	0.028	18.369	0.987	
35	0.010	0.039	18.407	0.990	
36	-0.097	-0.139	20.058	0.965	

**Gráfico 19: Correlograma de la serie de rentabilidad mensual del IPC**



**Gráfico 20: Correlograma de la serie de rentabilidad mensual del IBC**



En los correlogramas anteriores se rechaza la hipótesis nula de no auto correlación de las series en estudio. Todas las series presentan ausencia de autocorrelación menos el *IBC* que tiene autocorrelación a partir del retardo 15 según muestra el estadístico *Q*. Si el valor de la probabilidad del contraste  $Q_{LB}$  (*Q statistics*) es superior al 5% a un nivel de significación del 5% no se rechaza la hipótesis nula de ausencia autocorrelación.

El hecho de no rechazar la  $H_0$  en la mayoría de los retardos, significa que se trata de series que siguen un proceso estocástico estacionario durante el período 2000-2009. Por tanto, se infiere que los rendimientos históricos no se pueden utilizar para predecir los resultados futuros y obtener rendimientos extraordinarios porque la memoria no se transmite a través de los errores es decir, un evento (de grande o pequeña magnitud) nada garantiza que se mantenga en el tiempo; y es un elemento que indica que se sostiene la HEM en su forma débil.

Los mercados en los cuales se sostiene la HEM en su forma débil para todos los retardos, porque no se rechaza la  $H_0$  son: estadounidense ( $S\&P_{100}$ ), español y mejicano.

En el caso del mercado estadounidense ( $S\&P_{500}$ ), se vio además que a partir del 2° retardo se logra ausencia de autocorrelación, mientras que en el mercado venezolano a partir del 8° retardo se rechaza la  $H_0$ , por lo cual la HEM en su forma débil en estos dos mercados no se podría sustentar del todo. Esta situación observada en ambos casos podría justificarse por los acontecimientos reseñados en las economías de los países en estudio, los cuales pueden verse en el apartado 3.1.1 intitulado: Principales hitos en las economías analizadas durante el período 2000-2009.

### 3.3.3 Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller de las series de precios de cierre mensuales de los mercados

En una serie de tiempo como el precio de cierre mensual de los mercados, es común que esta siga un comportamiento tipo camino aleatorio que no tiene ninguna tendencia, incluso puede ser aleatoria y no estacionaria<sup>413</sup> y no se podrían predecir los precios del futuro a partir de precios históricos, dadas las características de la misma. Si por otra parte, una serie de precios de un mercado no sigue un camino aleatorio, sino manifiesta estacionariedad, indica que los precios del futuro se pueden predecir a partir de precios históricos. Así, es posible diseñar y aprovechar propuestas de inversión basadas en datos históricos.

El test estadístico usado comúnmente para probar la hipótesis del camino aleatorio en una serie de mercado financiero, es la prueba de la raíz unitaria desarrollada por Dickey-Fuller (1979)<sup>414</sup> *DF*, conocidas también como contraste de no estacionariedad.

En un camino aleatorio los precios de mercado responden a retornos sin correlación es decir, los precios realizan cambios sucesivos independientes.

Este test permite detectar la no estacionariedad de una serie bajo la hipótesis nula de la presencia de una raíz unitaria en el proceso generador de datos (PGD) de la serie analizada. El modelo en el cual se basa inicialmente esta prueba es un proceso autorregresivo de primer orden *AR(1)*  $y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ , el cual permite determinar si la serie tiene o no, algún componente tendencial y los coeficientes cumplen condiciones de estacionariedad, frente al modelo simple de tendencia estocástica o camino aleatorio simple  $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ . Por tanto, se contrastaría si:  $\alpha_1 = 1$  ó  $\alpha_1 \neq 1$ .

En este caso la distribución de probabilidad asintótica del estimador de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) del modelo *AR(1)*<sup>415</sup> presenta una discontinuidad cuando

<sup>413</sup> Una serie de tiempo es estacionaria si su media y su varianza son constantes en el tiempo y su covarianza solamente depende del rezago o de la distancia entre dos periodos de tiempo, es decir, no depende del tiempo en el cual se ha calculado la covarianza. Un proceso estocástico con estas características se conoce como un proceso estocástico débilmente estacionario.

<sup>414</sup> DICKEY D.A, FULLER W.A (1979). *op.cit.* pp. 427-431.

<sup>415</sup> El modelo utilizado para el contraste *DF* en la práctica, se obtiene restando  $y_{t-1}$  en cada lado de la ecuación del modelo *AR(1)*:

$$y_t - y_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t \Rightarrow \Delta y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \Rightarrow$$

$\alpha_1 = 1$  y debe utilizarse las distribuciones derivadas empíricamente mediante un proceso de Montecarlo realizado por Dickey en 1976<sup>416</sup>. El referido proceso de Montecarlo permite contrastar si el parámetro  $\alpha_1 = 1$  ó por el contrario  $\alpha_1 \neq 1$ .

La hipótesis nula inicial  $H_0: \alpha_1 = 1$  se transforma en  $H_0: \delta = 0$  frente a la hipótesis alternativa  $H_1: \delta < 0$ . En este caso, al aceptar la hipótesis nula  $\delta = 0$ , es igual que decir que  $\alpha_1 = 1$ , por tanto hay raíz unitaria, el proceso es no estacionario; mientras que si  $\delta < 0$ , es igual que decir que  $\alpha_1 < 1$ , el proceso resulta ser estacionario.

Antes de estimar los parámetros del modelo es necesario decidir cuál será el proceso generador de datos porque el estadístico de referencia para el contraste será diferente según el modelo escogido<sup>417</sup>. En la presente investigación se elige el modelo simple, porque interesa comprobar que las series en estudio tienen raíz unitaria y por tanto, siguen un proceso aleatorio no estacionario, lo cual validaría la HEM en su forma débil.

Así mismo, se emplea el test de *DF* aumentado (*DFA*) el cual permite contrastar la presencia de la raíz unitaria en una serie que sigue un proceso  $AR(\rho)$ , ya que muchas series temporales se ajustan mejor a procesos autorregresivos de orden superior  $AR(2)$ ,  $AR(3)$ , y no sería correcto contrastar la presencia de raíz unitaria utilizando la estructura de un modelo  $AR(1)$  además, el test *DFA* es una posible corrección a los problemas de autocorrelación que pudieran existir en el término de error del modelo básico *DF*<sup>418</sup>.

También se hace la salvedad, que únicamente es necesario hacer pruebas con el modelo *DFA* con constante, solo en el caso que se rechace la hipótesis nula  $H_0: \delta = 0$  y

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta \cdot y_{y-1} + \varepsilon_t$$

<sup>416</sup> No puede utilizarse el contraste *t* de Student sobre la estimación de MCO, porque la hipótesis que comúnmente se contrasta es la nulidad del parámetro  $\alpha_1 = 0$  del modelo  $AR(1)$ , siendo la hipótesis nula  $H_0: \alpha_1 = 0$ ; y en este caso se requiere contrastar  $H_0: \alpha_1 = 1$ . Por tanto, el uso de la distribución *t* sería incorrecto, la estimación del parámetro  $\alpha_1$  sería una estimación consistente pero sesgada a la baja con relación al verdadero valor del parámetro y además empleando la distribución *t*, y si la hipótesis nula fuera cierta, la varianza de  $y_t$  no sería estacionaria sino que crecería con los valores *t* según el modelo de paseo aleatorio con deriva  $Var(y_t) = t\sigma^2\varepsilon$ .

<sup>417</sup> Es decir, se debe elegir si será simple o deberá contener una constante  $\alpha_0$ , un término tendencial  $\alpha_2 t$  o ambos elementos simultáneamente, por cuanto Dickey-Fuller proponen para ello 3 modelos: 1) Modelo simple:  $\Delta y_t = \gamma \cdot y_{y-1} + \varepsilon_t$  camino aleatorio simple conocido también como *Random Walk* (RW); 2) Modelo con constante:  $\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma \cdot y_{y-1} + \varepsilon_t$ ; 3) Modelo con constante y tendencia determinista:  $\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma \cdot y_{y-1} + \alpha_2 t + \varepsilon_t$ .

<sup>418</sup> Corresponde al modelo  $AR(1)$  modificado así:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta \cdot y_{y-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

asegurar que corresponda a un proceso autorregresivo con media no nula. Igualmente, se justificaría el uso del modelo *DFA* con constante y tendencia determinista, también en caso de no rechazar la hipótesis nula y se desee garantizar la consistencia del contraste.

Los resultados obtenidos del test de *DFA* (modelo simple), se obtienen a partir de los precios de cierre mensuales de los índices bursátiles: *S&P<sub>500</sub>*, *S&P<sub>100</sub>*, *IGBM*, *IBEX<sub>35</sub>*, *IPC* e *IBC* correspondientes al período 2000 al 2009.

La finalidad es determinar si las series siguen un proceso aleatorio no estacionario por tanto, se cumple la HEM en su forma débil o por el contrario, las series responden a un proceso autorregresivo estacionario. Es importante destacar que la prueba de raíz unitaria de *DFA* es un test formal para demostrar la estacionariedad o no de una serie de tiempo, sin embargo el primer punto es partir del análisis de los correlogramas con la finalidad de tener un gráfico que permita acercarse al comportamiento de la serie; no se olvide que los gráficos dan un primer acercamiento al conducta de toda serie de tiempo pero, son las pruebas de hipótesis las que determinan con exactitud lo que ocurre con la serie.

En una primera instancia, se revisan los correlogramas de las series para tener una idea de su comportamiento y posteriormente pasar a realizar el test formal de *DFA*. En los gráficos siguientes se aprecian los correlogramas a nivel de los distintos precios de cierre de los mercados en estudio.

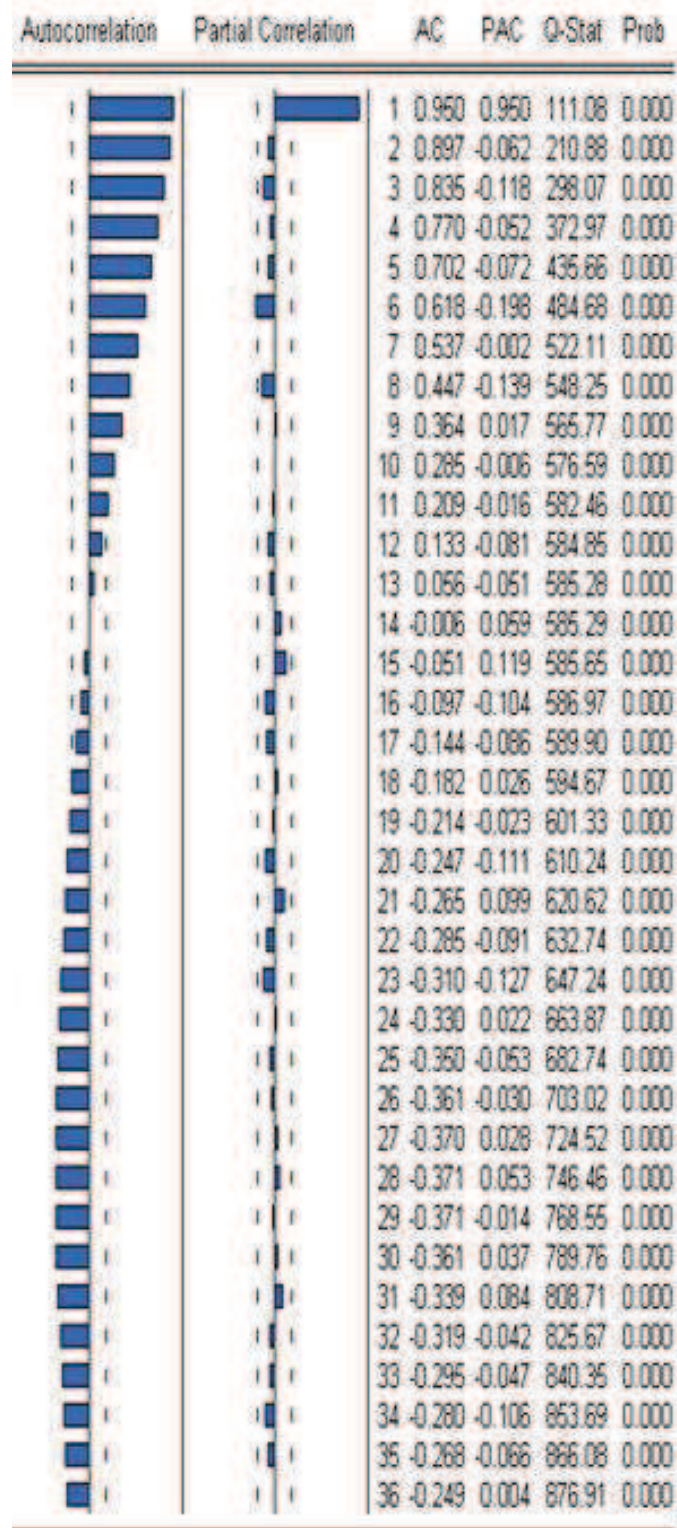
Se observa como los correlogramas caen lentamente a cero sugiriendo la existencia de no estacionariedad en las series. Si se contrasta el estadístico (*Q statistics*) que se muestra en los correlogramas y se hace uso de los valores de probabilidad asociados, se tiene evidencia para rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación y se puede inferir que las series son no es estacionarias.

**Gráfico 21: Correlograma de la serie de precios de cierre mensual del *S&P<sub>500</sub>***

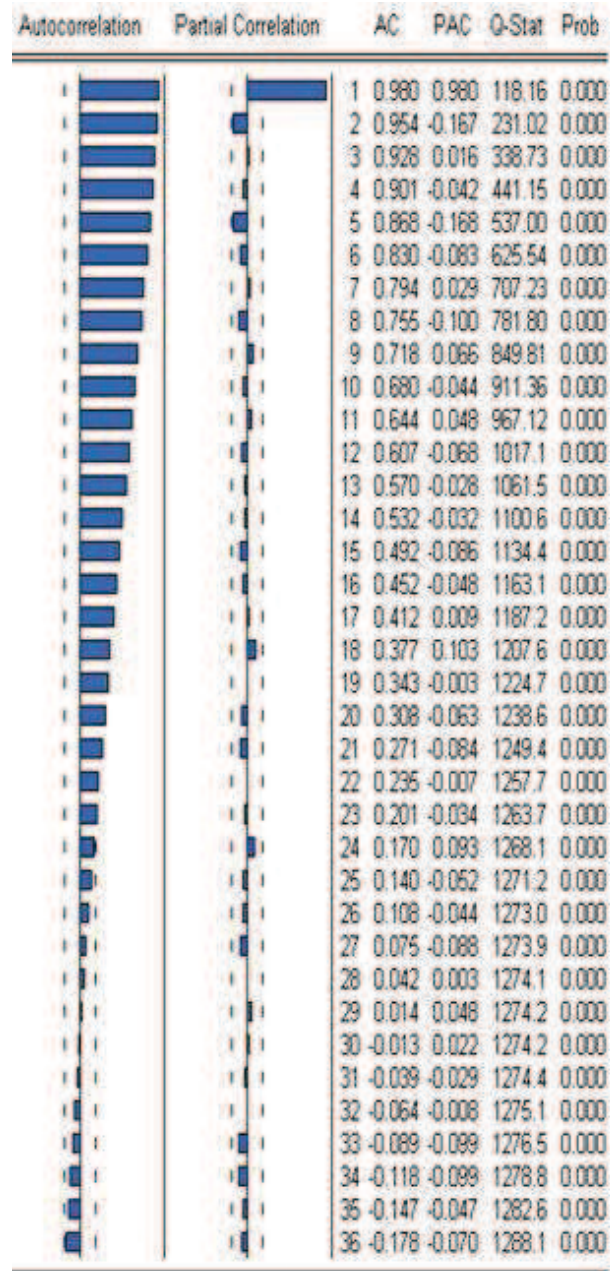


Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.960	0.960	113.27	0.000
		2	0.909	-0.142	215.87	0.000
		3	0.866	-0.059	307.47	0.000
		4	0.797	-0.083	387.62	0.000
		5	0.728	-0.156	455.06	0.000
		6	0.651	-0.116	509.46	0.000
		7	0.580	0.062	553.07	0.000
		8	0.501	-0.171	585.82	0.000
		9	0.422	0.002	609.31	0.000
		10	0.347	-0.003	625.31	0.000
		11	0.277	0.007	635.63	0.000
		12	0.205	-0.105	641.33	0.000
		13	0.132	-0.043	643.71	0.000
		14	0.070	0.050	644.39	0.000
		15	0.020	0.084	644.44	0.000
		16	-0.028	-0.069	644.55	0.000
		17	-0.077	-0.062	645.39	0.000
		18	-0.117	0.004	647.37	0.000
		19	-0.151	-0.004	650.68	0.000
		20	-0.189	-0.124	655.89	0.000
		21	-0.216	0.099	662.80	0.000
		22	-0.242	-0.101	671.52	0.000
		23	-0.269	-0.096	682.46	0.000
		24	-0.293	0.045	695.58	0.000
		25	-0.316	-0.059	710.96	0.000
		26	-0.333	-0.048	728.19	0.000
		27	-0.347	0.045	747.18	0.000
		28	-0.359	-0.023	767.65	0.000
		29	-0.368	-0.023	789.39	0.000
		30	-0.369	0.050	811.57	0.000
		31	-0.362	0.063	833.08	0.000
		32	-0.355	-0.091	854.16	0.000
		33	-0.348	-0.020	874.59	0.000
		34	-0.346	-0.124	894.92	0.000
		35	-0.344	-0.055	915.31	0.000
		36	-0.338	0.039	935.20	0.000

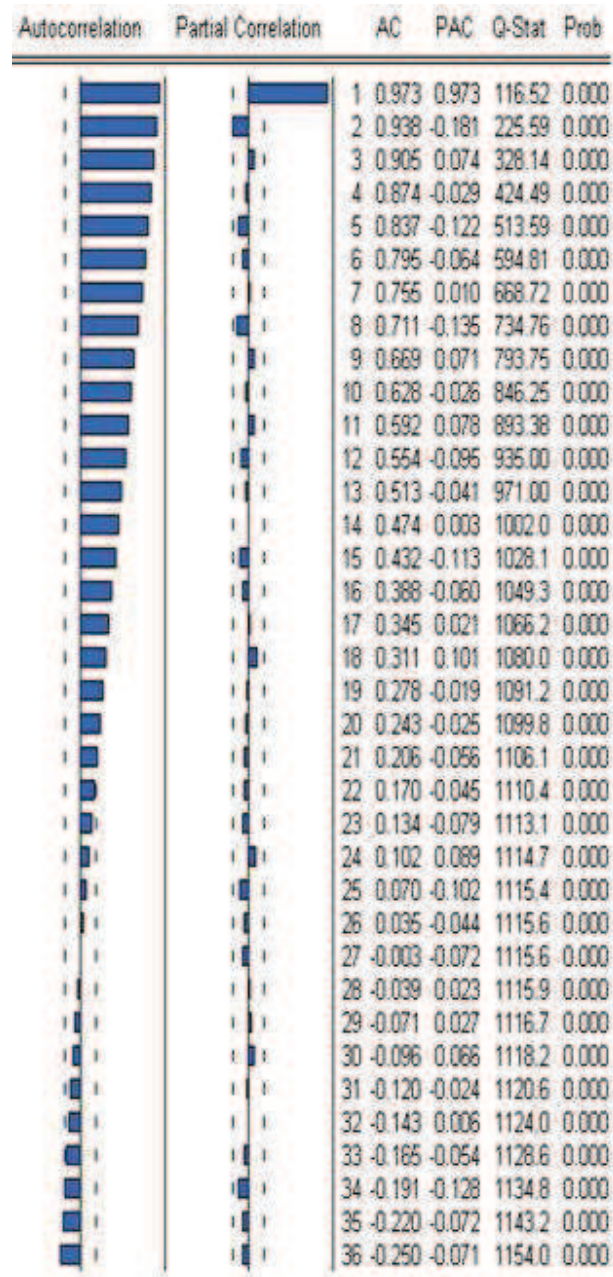
**Gráfico 22: Correlograma de la serie de precios de cierre mensual del S&P<sub>100</sub>**



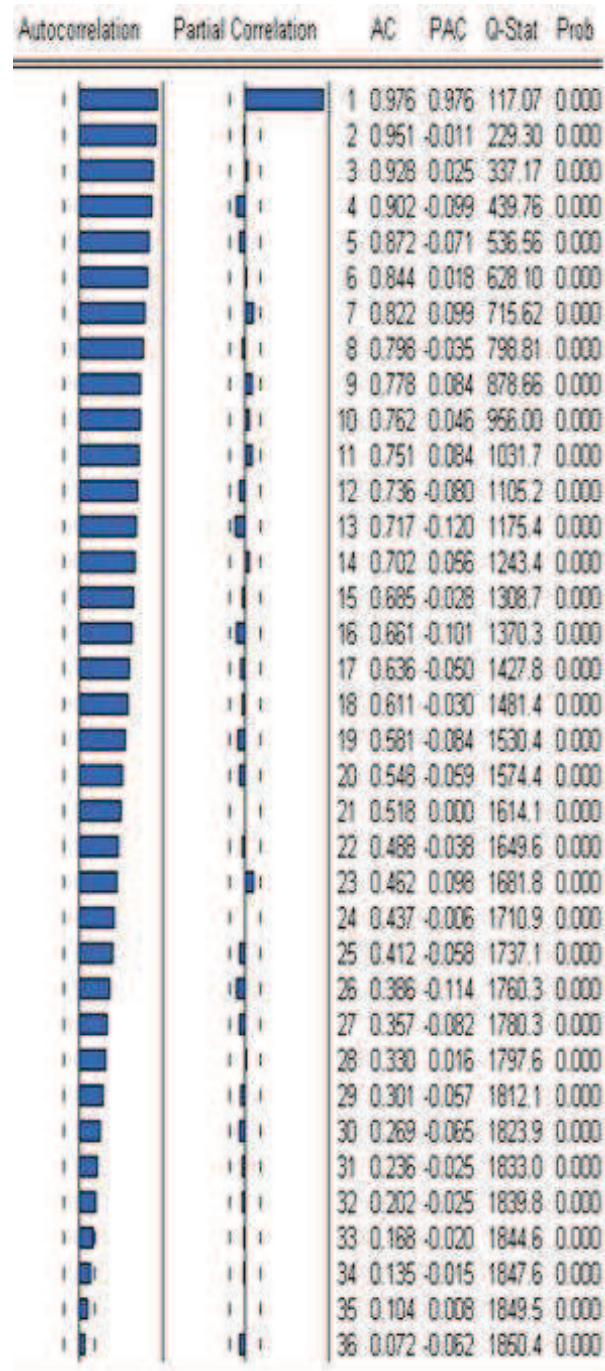
**Gráfico 23: Correlograma de la serie de precios de cierre mensual del IGBM**



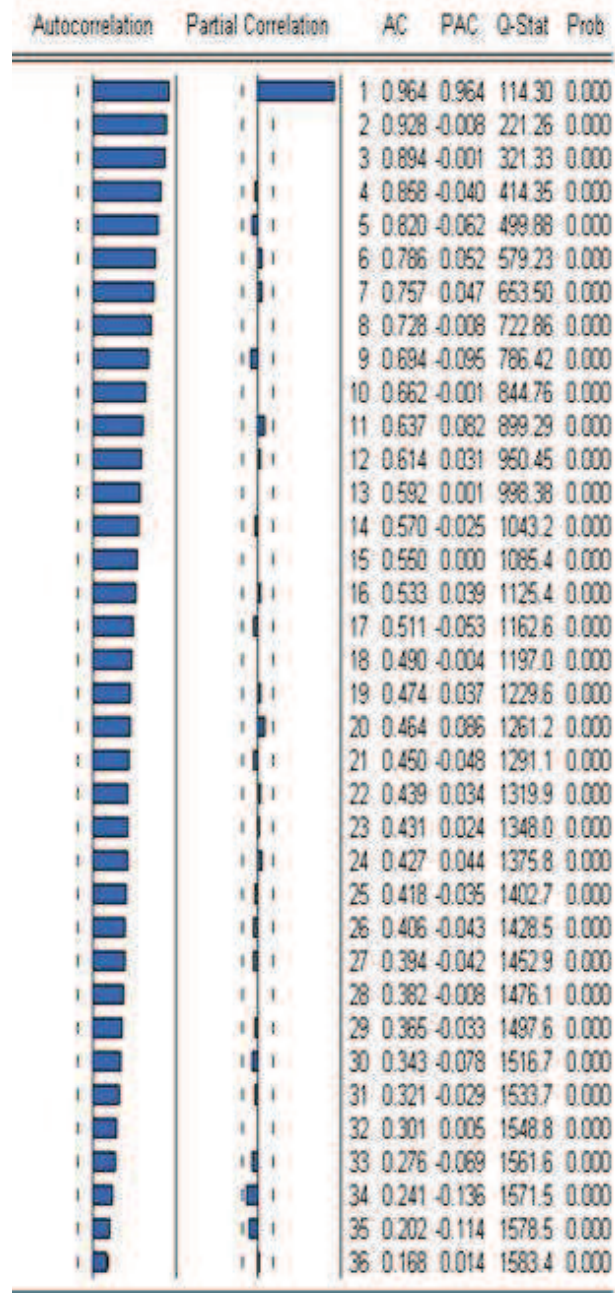
**Gráfico 24: Correlograma de la serie de precios de cierre mensual del IBEX<sub>35</sub>**



**Gráfico 25: Correlograma de la serie de precios de cierre mensual del IPC**



**Gráfico 26: Correlograma de la serie de precios de cierre mensual del IBC**



Para la elaboración de los correlogramas se utilizan los retardos seleccionados por los criterios de información disponibles como el Akaike y el Schwarz. Estos establecen que los retardos deben ser en promedio 1/3 ó 1/4 del total de la muestra. Con la idea clara de la posible existencia de no estacionariedad de las series según los correlogramas se pasa a realizar la prueba de *DFA* para confirmar o no, lo que muestran los gráficos y poder determinar si los precios de cierre de las acciones son un camino aleatorio simple y con esto, la existencia de eficiencia débil del mercado<sup>419</sup>.

A continuación se recoge la probabilidad obtenida en las tablas de *DFA*, junto con la respectiva conclusión, tanto a nivel como en primera diferencia para verificar cuándo la serie es estacionaria o no. Para tales efectos se usó un nivel de significancia del 5% para rechazar o no la hipótesis planteada y establecer la conclusión<sup>420</sup>.

**Tabla 38: Contraste de hipótesis para la raíz unitaria de Dickey-Fuller**

	A nivel		En primera diferencia	
	<i>P-value</i> (probabilidad)	Conclusión	<i>P-value</i> (probabilidad)	Conclusión
EEUU (S&P500)	0,4339	No estacionaria	0.0000	Estacionaria
EEUU (S&P100)	0,2284	No estacionaria	0.0000	Estacionaria
España (IGBM)	0,6068	No estacionaria	0.0000	Estacionaria
España (IBEX35)	0,645	No estacionaria	0.0000	Estacionaria
México (IPC)	0,9892	No estacionaria	0.0000	Estacionaria
Venezuela (IBC)	0,9806	No estacionaria	0.0000	Estacionaria

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

Los resultados anteriores permiten comprobar que con un nivel de significación del 1%, 5% y 10%, la probabilidad de error asumido al rechazar la hipótesis nula  $H_0: \delta = 0$  es superior al 5% para todos los mercados, por ello no se rechaza la hipótesis nula en los mercados estadounidense, español, mejicano y venezolano y se concluye que las series en estudio son estacionarias, siguen un camino aleatorio durante el período 2000-2009, es decir, se trata de series estocásticas y también se valida la HEM en su forma débil.

<sup>419</sup> En los apéndices D, E, F, G, H, I se pueden observar los correlogramas de los precios de cierre mensual de las primeras diferencias. Estos muestran la estacionariedad de las series en primera diferencia.

<sup>420</sup> En los apéndices J, K, L, M, N, O se pueden constatar los test de *DFA* con las salidas del programa estadístico.

### 3.3.4 Raíces unitarias de Phillips-Perron de las series de precios de cierre mensuales de los mercados

A raíz que el test de Dickey-Fuller ha sufrido ciertas críticas, relacionadas a que el mismo asume que los errores del modelo a estimar para el contraste, son independientes y tienen varianza constante, se realiza el test de raíz unitaria de Phillips-Perron (1988)<sup>421</sup>. Ellos señalan que la distribución asintótica de la razón  $t$  del parámetro  $\delta$  en los modelos de  $DFA$ , depende de la ecuación  $\left(\frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma^2}\right)$ <sup>422</sup>. Según Phillips y Perron, los valores tabulados en el test de  $DF$  fueron realizados bajo el supuesto que cuando no existe autocorrelación serial, al ser  $E[\varepsilon_i \varepsilon_j] = 0$  para todo  $i \neq j$  en la ecuación  $\sigma^2$ , pues el cociente  $\frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma^2}$  es igual a la unidad ya que  $\sigma_\varepsilon^2 = \sigma^2$ , siendo incorrecto el uso del test cuando no se cumpla este requisito.

Por tanto, propusieron una corrección no paramétrica de la razón  $t$  obtenida en el contraste  $DFA$ . Es decir, sugieren usar los residuos de la estimación del modelo  $DFA$  para transformar los estadísticos  $t$  asociados a los parámetros del mismo, en vez de estimaciones propuestas para  $\sigma_\varepsilon^2 = \sigma^2$ <sup>423</sup>.

<sup>421</sup> PHILLIPS P.C.B. y PERRON P. (1988). *op.cit.* pp. 335-346.

<sup>422</sup> Donde  $\sigma_\varepsilon^2$  y  $\sigma^2$  corresponden a las ecuaciones:  $\sigma_\varepsilon^2 = \lim_{n \rightarrow \infty} \left[ \frac{\sum_{i=1}^n E(\varepsilon_i^2)}{n} \right]$  y  $\sigma^2 = \lim_{n \rightarrow \infty} \left[ \frac{E(\sum_{i=1}^n \varepsilon_i)^2}{n} \right]$

<sup>423</sup> Las estimaciones sugeridas son:

$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2}{n}$  y  $\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2}{n} + 2 \frac{\sum_{r=1}^l \left(1 - \frac{r}{l+1}\right) \sum_{i=r+1}^n \varepsilon_i \varepsilon_{i-r}}{n}$  donde  $l$  es el nivel máximo de retardo que se desea tener en cuenta y se calcula para cada uno de los retardos considerados  $r = 1, 2, 3, \dots, l$  la correlación muestral  $\sum_{i=r+1}^n \varepsilon_i \varepsilon_{i-r}$  con el número máximo de datos posibles. También cada una de las correlaciones se pondera con el término  $\left(1 - \frac{r}{l} + 1\right)$  dando más importancia a la correlación para un retardo que a la correlación para más retardos. Seguidamente, se obtiene la suma ponderada de todas ellas. Las varianzas computadas en el primer sumando se completan así con el doble de la covarianza muestral calculada mediante la expresión siguiente:  $E[\varepsilon_i + \varepsilon_j]^2 = E(\varepsilon_i^2) + E(\varepsilon_j^2) + 2E(\varepsilon_i \varepsilon_j)$ . Como la ecuación para la estimación  $\sigma^2$  depende del valor máximo  $l$  se debe testear la sensibilidad del cálculo a los diferentes valores de este. Una vez calculadas las estimaciones de  $\sigma_\varepsilon^2 = \sigma^2$ , se corrige el valor obtenido para la razón  $\tau$  en la estimación del modelo, según la expresión:  $Z(\tau) = \frac{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\hat{\sigma}^2} \hat{\tau}_\tau - \frac{\frac{1}{2}(\hat{\sigma}^2 - \hat{\sigma}_\varepsilon^2)}{\sigma \cdot \sqrt{\frac{\sum_{t=2}^n y_{t-1}^2}{n^2}}}$ . Tanto para el modelo simple  $\tau$  como en el caso del modelo con constante ( $\tau_\mu$ ), y:  $Z(\tau) = \frac{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\hat{\sigma}^2} \hat{\tau}_\tau - \frac{n^3(\hat{\sigma}^2 - \hat{\sigma}_\varepsilon^2)}{4\hat{\sigma} \cdot \sqrt{3D_y}}$ . Para el modelo con término constante y tendencia determinista  $D_y$ , se determina así:  $D_y = \frac{n^2(n^2-1)}{12} \sum_{i=2}^n y_{i-1}^2 - n \left(\sum_{i=2}^n i y_{i-1}\right)^2 + n(n+1) \sum_{i=2}^n i y_{i-1} \sum_{i=2}^n y_{i-1} - \frac{n(n+1)(2n+1)}{6} \left(\sum_{i=2}^n y_{t-1}\right)^2$ . Los valores corregidos de las razones  $t$  ó  $\tau$  pueden compararse sin problemas con las distribuciones de  $DF$ .



Para contrastar la prueba de presencia de raíz unitaria de Phillips-Perron (PP), en el presente estudio se utilizan las series de los precios de cierre de los índices:  $S\&P_{500}$ ,  $S\&P_{100}$ ,  $IGBM$ ,  $IBEX_{35}$ ,  $IPC$  e  $IBC$  para el período 2000-2009, y se emplea el modelo simple  $\tau$ . Se busca probar si las series siguen o no un proceso aleatorio no estacionario, para así validar o invalidar la HEM en su forma débil.

Para examinar la presencia o no de raíz unitaria en cada serie, se plantea el siguiente contraste de hipótesis:

$H_0: \delta = 0$ . Serie no estacionaria = mercado eficiente.

$H_1: \delta < 0$ . Serie estacionaria

A continuación se presentan las probabilidades y la prueba de hipótesis planteada empleando el test para la raíz unitaria de PP<sup>424</sup>.

**Tabla 39: Contraste de hipótesis para la raíz unitaria de Phillips-Perron**

	A nivel		En primera diferencia	
	<i>P-value</i> (probabilidad)	Conclusión	<i>P-value</i> (probabilidad)	Conclusión
EEUU (S&P500)	0,4083	No estacionaria	0.0000	Estacionaria
EEUU (S&P100)	0,2442	No estacionaria	0.0000	Estacionaria
España (IGBM)	0,6829	No estacionaria	0.0000	Estacionaria
España (IBEX35)	0,6256	No estacionaria	0.0000	Estacionaria
México (IPC)	0,9474	No estacionaria	0.0000	Estacionaria
Venezuela (IBC)	0,9637	No estacionaria	0.0000	Estacionaria

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

Anteriormente se comentó que el test de raíz unitaria se aplica para verificar la no estacionariedad de las series como una condición necesaria para *random walk*, por tanto la serie debe tener una raíz unitaria.

Conforme a los resultados anteriores y con niveles de significación del 1%, 5% y 10%, se observa que las probabilidades que indican el error asumido de rechazar la hipótesis nula  $H_1: \delta = 0$  es superior al 5% para todos los mercados, por tanto no se rechaza  $H_0$  en todos los casos. Se puede confirmar que las series de precios de cierre de los

<sup>424</sup> En los apéndices P, Q, R, S, T, U se pueden constatar los test de DFA con las salidas del programa estadístico.

mercados de valores de Estados Unidos, España, Méjico y Venezuela durante el período 2000-2009, tienen raíz unitaria, siguen un proceso estocástico no estacionario y además se valida la HEM en su forma débil durante el período en estudio es decir, difícilmente se podría predecir la evolución futura de estos índices o mercados a partir de sus precios de cierre históricos.

### 3.3.5 Efecto mes en los mercados estadounidense, español, mejicano y venezolano

En las bases teóricas de este trabajo se comenta acerca del test de eficiencia débil conocido como efecto calendario o efecto estacional. En la literatura existen diversos estudios en los cuales han empleado distintas metodologías para estudiar estos efectos estacionales, en series temporales de rentabilidades de los mercados. En aquellos casos en los cuales han comprobado la existencia de efectos estacionales, concluyen que se trata de una anomalía del mercado y por ende invalida la HEM en su forma débil.

Para efectos de la presente investigación se plantea realizar regresiones con variables dicotómicas<sup>425</sup> para cada una de las series de rentabilidades de los índices bursátiles incluida una variable de tendencia  $t$  con la finalidad de verificar la existencia de un efecto estacional mediante la significancia estadística de los parámetros estimados. El modelo que se estima para cada una de las rentabilidades es:

$$Y_t = \beta_0 t + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \beta_3 D_3 + \beta_4 D_4 + \beta_5 D_5 + \beta_6 D_6 + \beta_7 D_7 + \beta_8 D_8 + \beta_9 D_9 \\ + \beta_{10} D_{10} + \beta_{11} D_{11} + \beta_{12} D_{12} + \varepsilon_t$$

$Y_t$  = representa la serie de rentabilidad de cada uno de los mercados por el período 2000:01-2009:12.

$\beta_0$  = parámetro que representa los cambios mensuales en el índice.

$t$  = variable de tendencia (tiempo).

---

<sup>425</sup> Las variables que adquieren valores 0 y 1 se llaman VARIABLES DICÓTOMAS, dichas variables se convierten en un recurso esencial para estimar modelos de regresión con variables cualitativas, especialmente mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Al trabajar con variables dicótomas se debe tener en cuenta: i) se construyen asignando números a la presencia o ausencia de la cualidad. La asignación se hace de manera arbitraria pero es de uso universal emplear el 0 y el 1 para tales fines; ii) se distingue entre dos modelos de regresión: los que sólo incluyen variables cualitativas en las variables regresoras se conocen como modelos de análisis de varianza (ANOVA) y los que incluyen variables cualitativas y cuantitativas del lado de las variables explicativas se llaman modelos de análisis de covarianza (ANCOVA); iii) Para evitar colinealidad perfecta, si una variable cualitativa tiene  $m$  categorías, sólo hay que agregar  $m - 1$  variables dicótomas. Si esto no se respeta se caerá en la famosa trampa de la variable dicótoma. Para cada regresora cualitativa, el número de variables dicótomas introducidas deber ser una menos que las categorías de esa variable.

$\beta_t$  = mide el efecto del mes sobre la rentabilidad, para  $t = 1, 2, \dots, 12$ .

$D_t$  = representa la variable dicotómica para cada mes,  $t = 1, 2, \dots, 12$ .

$\varepsilon_t$  = es el término de error aleatorio.

Una vez estimados los modelos de regresión para medir el efecto estacional se comprueba que no resultaron ser estadísticamente significativos a un nivel de significancia del 5%, es decir, ninguna de las variables dicotómicas empleadas fueron capaces de medir el efecto estacional<sup>426</sup>.

Debido a la no significancia de las regresiones dicotómicas, se plantea realizar un test de igualdad de medias para el promedio de las rentabilidades con la finalidad de determinar si el promedio mensual de los índices son iguales o diferentes y así, inferir cuál de los índices presenta efecto calendario al mostrar diferencia en la rentabilidad promedio mensual.

Con el test de igualdad de medias se desea probar si la distribución de las diferencias en medias muestrales tiene una media de 0. Si ambas muestras contienen por lo menos 30 observaciones, se utiliza la distribución z como el estadístico de prueba, tal como ocurre con los casos de estudio. No se requiere ninguna suposición sobre la forma de las poblaciones; las muestras son de poblaciones independientes. La fórmula para calcular el valor de z es:

$$z = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}$$

El sistema de hipótesis es:  $H_0: \mu_B = \mu_K$  Vs.  $H_1: \mu_B \neq \mu_K$ , siendo B y K dos muestras cualquiera.

---

<sup>426</sup> En los apéndices V, W, X, Y, Z, AA se encuentran los modelos de regresión realizados.

A continuación se muestran los resultados del test de igualdad de medias que se realiza.

**Tabla 40: Test de igualdad de medias para las rentabilidades**

Rentabilidades	Diferencia	Valor estadístico	Pvalue	Intervalo de confianza		Conclusión
				Límite inferior	Límite superior	
IBC-IBEX <sub>35</sub>	19,8700	22,34400	0,0265	0,2490	39,8090	Se rechaza Ho
IBC-IGBM	21,1490	21,42800	0,0333	0,1585	38,1540	Se rechaza Ho
IBC-IPC	0,8401	0,86010	0,1953	-10,8470	27,6490	No se rechaza Ho
IBC-S&P <sub>100</sub>	2,5500	28,730	0,0069	0,6754	41,8210	Se rechaza Ho
IBC-S&P <sub>500</sub>	24,8700	28,73300	0,0045	0,8017	43,1480	Se rechaza Ho
IBEX <sub>35</sub> -IGBM	-0,1279	-0,17460	0,8615	-15,7170	13,1580	No se rechaza Ho
IBEX <sub>35</sub> -IPC	-12,7480	-16,04700	0,1099	-28,4000	0,2902	No se rechaza Ho
IBEX <sub>35</sub> -S&P <sub>100</sub>	0,4432	0,64660	0,5185	-0,9074	17,9400	No se rechaza Ho
IBEX <sub>35</sub> -S&P <sub>500</sub>	0,3137	0,45920	0,6465	-10,3270	16,6020	No se rechaza Ho
IGBM-IPC	-11,4690	-14,86700	0,1385	-26,6680	0,3730	No se rechaza Ho
IGBM-S&P <sub>100</sub>	0,5712	0,86370	0,3857	-0,7265	18,6900	No se rechaza Ho
IGBM-S&P <sub>500</sub>	0,4417	0,67300	0,5016	-0,8515	17,3500	No se rechaza Ho
IPC-S&P <sub>100</sub>	17,1810	23,64700	0,0189	0,2861	31,5020	Se rechaza Ho
IPC-S&P <sub>500</sub>	15,8860	2,12700	0,0294	0,1606	30,1660	Se rechaza Ho
S&P <sub>100</sub> -S&P <sub>500</sub>	-0,1299	-0,21470	0,8302	-13,1750	10,5850	No se rechaza Ho

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

Conforme los resultados obtenidos se rechaza la hipótesis nula de igualdad de medias para los casos:

- i)  $IBC - IBEX_{35}$
- ii)  $IBC - IGBM$
- iii)  $IBC - S\&P_{500}$
- iv)  $IBC - S\&P_{100}$
- v)  $IPC - S\&P_{100}$
- vi)  $IPC - S\&P_{500}$

Esto significa que la rentabilidad promedio del mercado venezolano difiere de la rentabilidad promedio del mercado español y estadounidense; así, también se observa que la rentabilidad promedio mensual del mercado mejicano es diferente a la rentabilidad promedio del mercado estadounidense. Esto evidencia la existencia de diferencias mensuales producto de los movimientos particulares de cada índice respectivamente. No se encontró diferencias promedios mensuales significativas entre el mercado estadounidense y el mercado español, por cual no se aprecia efecto estacional al no evidenciarse diferencias en las medias, resultados que validan la HEM en su forma débil.

### 3.3.6 Análisis de la relación entre las rentabilidades mensuales de los índices

La globalización financiera, es un término que se hizo vigente en la década de los años 90 en adelante como consecuencia de la integración de las economías nacionales e intercambio de flujos financieros en un mercado global, que permite a las instituciones gestionar fondos tanto en su mercado local como internacional. González y Mascareñas (1999)<sup>427</sup> señalan que esta integración ha sido posible gracias a:

1.- La desregulación o liberalización de los mercados y las actividades que los participantes en los mismos realizan en los principales centros financieros mundiales. 2. Los avances tecnológicos han permitido: el seguimiento de los principales mercados mundiales, la ejecución de órdenes y el análisis de oportunidades financieras. 3. La creciente institucionalización de los mercados financieros.

Uno de los efectos no deseados de la globalización es el efecto contagio en los mercados financieros, cuando acontece una crisis en alguna de las zonas económicas del mundo y generalmente, se ven mayormente afectados los mercados emergentes.

Según Mascareñas y González (2007)<sup>428</sup> el mercado financiero global tiene 3 grandes centros neurálgicos: la Eurozona, Estados Unidos y Reino Unido, que concentran un 80% de las operaciones financieras transfronterizas. Sin embargo, estos 3 centros financieros mundiales están conectados con el resto del mundo, también a través de flujos financieros transfronterizos.

Una forma de medir la interrelación entre los mercados es a través del análisis de correlación entre las rentabilidades de los índices bursátiles. Este indicador mide parte de lo negociado en ellos<sup>429</sup> y no se puede extrapolar para indicar que los mercados están o no totalmente globalizados, sin embargo aportan una idea de relación o grado de asociación entre los mercados.

---

<sup>427</sup> GONZÁLEZ S. y MASCAREÑAS J (1999). "La globalización de los mercados financieros". *Noticias de la Unión Europea*, Universidad Complutense de Madrid, N° 172, pp. 15-135.

<sup>428</sup> MASCAREÑAS J. y GONZÁLEZ F.S. (2007). *op.cit.*, pp. 287-310.

<sup>429</sup> Mide la inversión en acciones y sólo pocas compañías cotizan en cada país (en el caso de los índices bursátiles, se incluyen las más importantes), pero son las que mueven los mercados de valores y además al hacerlo afectan el estado de la economía del país.

Al respecto, Mascareñas y González (2007)<sup>430</sup> señalan:

...si las conexiones entre los mercados de valores son fluidas, es decir, si no hay barreras que impidan las transacciones de los inversores en ellos, el arbitraje se encargará de que los mercados se muevan en el mismo sentido si hay cierta globalización. Pero si esta no existe o es pequeña – los mercados de valores que así lo reflejen estarán desconectados- podríamos decir que serían algo así como autistas o islas dentro de un océano de mercados que sí están conectados.

Por lo anteriormente expuesto, se incorpora el análisis de la correlación o asociación lineal entre las rentabilidades mensuales de los índices bursátiles: *S&P<sub>500</sub>* y *S&P<sub>100</sub>* (mercado estadounidense), *IGBM* e *IBEX<sub>35</sub>* (mercado español), *IPC* (mercado mejicano) e *IBC* (mercado venezolano), durante el período estudio 2000-2009, el cual se presenta a continuación.

**Tabla 41: Correlaciones y entre las rentabilidades los mercados de valores**

	S&P <sub>500</sub>	S&P <sub>100</sub>	IGBM	IBEX <sub>35</sub>	IPC	IBC
S&P <sub>500</sub>	1	0,985157	0,774571	0,763157	0,718881	0,177969
S&P <sub>100</sub>	0,985157	1	0,754311	0,744109	0,690651	0,157973
IGBM	0,774571	0,754311	1	0,994586	0,723348	0,172557
IBEX <sub>35</sub>	0,763157	0,744109	0,994586	1	0,718627	0,170085
IPC	0,718881	0,690651	0,723348	0,718627	1	0,154146
IBC	0,177969	0,157973	0,172557	0,170085	0,154146	1

Fuente: elaboración propia.

A partir de los resultados de los valores conocidos de estas correlaciones<sup>431</sup> entre las rentabilidades mensuales de los mercados en estudio, se observa lo siguiente:

1. Existe relación lineal fuerte<sup>432</sup> entre los índices de un mismo mercado, dado que se trata de las mismas empresas que los conforman. Estas relaciones fuertes son entre:
  - a. *S&P<sub>500</sub>* y *S&P<sub>100</sub>*

<sup>430</sup> MASCAREÑAS J. y GONZÁLEZ F.S. (2007). *op.cit.*, pp. 296.

<sup>431</sup>  $\rho$  = coeficiente de correlación.  $\hat{\rho} = \frac{Cov(X,Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$ ;  $-1 \leq \rho \leq 1$ .

<sup>432</sup> Coeficiente de correlación superior a 0,80.



- b. *IBEX<sub>35</sub>* y *IGBM*
2. Existe relación lineal moderada<sup>433</sup> entre los índices:
- a. *S&P<sub>500</sub>* e *IGBM*
  - b. *S&P<sub>500</sub>* e *IBEX<sub>35</sub>*
  - c. *S&P<sub>500</sub>* e *IPC*
  - d. *S&P<sub>100</sub>* e *IGBM*
  - e. *S&P<sub>100</sub>* e *IBEX<sub>35</sub>*
  - f. *S&P<sub>100</sub>* e *IPC*
  - g. *IGBM* e *IPC*
  - h. *IBEX<sub>35</sub>* e *IPC*
3. Existe relación lineal débil<sup>434</sup> entre los índices:
- a. *IBC* y *S&P<sub>500</sub>*
  - b. *IBC* y *S&P<sub>100</sub>*
  - c. *IBC* e *IGBM*
  - d. *IBC* e *IBEX<sub>35</sub>*
  - e. *IBC* e *IPC*

Sin embargo, se encuentra el problema de determinar si los valores conocidos en las correlaciones entre las rentabilidades de los mercados en estudio son distintos de cero. Para ello se utiliza una prueba de hipótesis para determinar si un coeficiente de correlación ( $\hat{\rho}$ ) es lo suficientemente grande para afirmar que hay correlación entre los pares de valores asociados o, si el valor ( $\hat{\rho}$ ) corresponde al azar.

Dicho de otra manera, se desea probar la hipótesis que el coeficiente de correlación ( $\rho$ ) es igual a cero<sup>435</sup> donde, la hipótesis nula  $H_0: \rho = 0$  indica no relación lineal entre las rentabilidades. La hipótesis alternativa  $H_1: \rho \neq 0$  señala relación lineal entre las rentabilidades. Para tales fines se usa el coeficiente de correlación de Pearson, cuyos resultados se muestran a continuación.

---

<sup>433</sup> Coeficiente de correlación entre 0,50 y 0,80.

<sup>434</sup> Coeficiente de correlación inferior a 0,50.

<sup>435</sup> Prueba de dos colas.

**Tabla 42: Contraste de significación de los coeficientes de correlación de las rentabilidades mensuales de los índices bursátiles**

	IBC	IBEX <sub>35</sub>	IGBM	IPC	S&P <sub>100</sub>	S&P <sub>500</sub>
<b>IBC</b>	1					
	120					
<b>IBEX<sub>35</sub></b>	0,17	1				
<b>n</b>	120	120				
<b>Pv</b>	0,0038					
<b>IGBM</b>	0,1725	0,9945	1			
<b>n</b>	120	120	120			
<b>Pv</b>	0,003	0				
<b>IPC</b>	0,1541	0,6808	0,7233	1		
<b>n</b>	120	120	120	120		
<b>Pv</b>	0,0325	0,0000	0,0000			
<b>S&amp;P<sub>100</sub></b>	0,1579	0,7441	0,7543	0,6906	1	
<b>n</b>	120	120	120	120	120	
<b>Pv</b>	0,0421	0,0000	0,0000	0,0000		
<b>S&amp;P<sub>500</sub></b>	0,1779	0,7631	0,7745	0,6908	0,9851	1
<b>n</b>	120	120	120	120	120	120
<b>Pv</b>	0,0618	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	

**Fuente:** elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

Pv= Pvalue

n= tamaño de la muestra.

Con un nivel de significancia del 5% se rechaza la hipótesis nula de ausencia de correlación para los mercados español, estadounidense y mejicano, es decir, que existe correlación lineal entre las rentabilidades de esos mercados, por lo cual se trata de mercados globalizados.

Para el caso del mercado venezolano no se rechaza la hipótesis nula para el  $SP_{500}$ , lo que significa que existe correlación nula entre el  $IBC$  y el  $SP_{500}$ ; para los cuatro índices restantes ( $IPC$ ,  $IBEX_{35}$ ,  $IGBM$  y  $SP_{100}$ ) se rechaza la hipótesis nula de ausencia de correlación, esto significa que si existe correlación entre la rentabilidad del  $IBC$  y las rentabilidades del  $SP_{100}$ ,  $IBEX_{35}$ ,  $IGBM$  e  $IPC$ . Esto último implica que el mercado venezolano si se relaciona con los demás mercados bajo estudio.

### 3.4. Pruebas de eficiencia semifuerte

En el cuerpo teórico se expone el modelo de valoración de activos de capital CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) y en el presente apartado se prueba la eficiencia en su forma semifuerte por medio de los contrastes del modelo CAPM: de series temporales, y de corte transversal con medias.

#### 3.4.1 Contraste del CAPM para series temporales, de los mercados: estadounidense, español y mejicano, 2000-2009

Empíricamente, para realizar este contraste se emplea una muestra de rentabilidades mensuales de 20 empresas de cada uno de los mercados: estadounidense, español y mejicano. El mencionado mercado está representado por los índices:  $S\&P_{500}$ ,  $S\&P_{100}$ ,  $IGBM$ ,  $IBEX_{35}$  e  $IPC$  respectivamente. El período objeto de estudio comprende desde enero de 2000 hasta diciembre de 2009.

Se utiliza el Modelo de Mercado expresado en excesos sobre el tipo libre de riesgo:  $(R_{t_i} - R_{t_0}) = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{t_0}) + \varepsilon_t$ , donde  $R_{t_0}$  es el tipo de interés libre de riesgo. Al respecto, se considera el tipo de interés mensual de las letras del tesoro de EEUU a 3 meses,<sup>436</sup> el tipo de interés mensual de las letras del tesoro de España<sup>437</sup> de uno a 3 meses y el tipo de interés mensual de los CETES<sup>438</sup> mejicanos a 28 días. Los mismos se pueden ver en el apéndice BB.

Se realiza este contraste empleando un test univariante y se estima el valor de la ordenada en el origen  $\alpha_i$  de cada título. Luego, para determinar si se cumple o no el CAPM, se formula la prueba de hipótesis donde  $H_0: \alpha_i = 0$ , y la hipótesis alternativa  $H_1: \alpha_i \neq 0$ .

---

<sup>436</sup> Fuente: *Federal Reserve Economic Data - FRED. 3-Month Treasury Bill: Secondary Market Rate.* <http://research.stlouisfed.org/fred2/> Fecha de la consulta: septiembre de 2011.

<sup>437</sup> Fuente: Boletín estadístico del Banco de España. [http://www.bde.es/webbde/es/secciones/informes/boletines/Boletin\\_Estadist/anoactual/](http://www.bde.es/webbde/es/secciones/informes/boletines/Boletin_Estadist/anoactual/) Fecha de consulta: septiembre de 2011.

<sup>438</sup> Certificados de la Tesorería de la Federación y son el instrumento de deuda bursátil más antiguo emitido por el Gobierno mexicano. Se emitieron por primera vez en 1978 y son fundamentales en el desarrollo del mercado de dinero en Méjico. Estos títulos pertenecen a la familia de los bonos cero cupón, se comercializan a descuento (por debajo de su valor nominal), no devengan intereses en el transcurso de su vida y liquidan su valor nominal en la fecha de vencimiento. Fuente: Banco de Méjico <http://www.banxico.org.mx/portal-mercado-valores/index.html> Fecha de la consulta: septiembre de 2011.

Sin embargo, debido a que el valor de  $\alpha_i$  es una estimación puntual, se calculan los intervalos de confianza para este parámetro en cada caso individual.

En la Tabla 43 se resumen los resultados del test univariante para validar el CAPM en el caso de los títulos estadounidenses. En este caso se emplea el índice  $S\&P_{500}$  como representación del mercado y método de estimación los MCO.

**Tabla 43: Contraste CAPM para series temporales mercado:  $S\&P_{500}$**

Empresas estadounidenses	$\alpha_i$	Desviación estándar	$tc$	<i>Pvalue</i>	Intervalos de confianza ( $\alpha=5\%$ )		Conclusión
Apple Computer	1,67	0,23	7,33	0,00	1,22	2,12	ES
Avon Products	0,87	0,15	5,67	0,00	0,57	1,17	ES
Bank of New York	0,95	0,13	7,42	0,00	0,69	1,20	ES
Boeing Company	0,98	0,14	6,78	0,00	0,69	1,26	ES
Bristol Myers Squibb	0,65	0,13	4,85	0,00	0,38	0,91	ES
Caterpillar Inc.	1,38	0,14	9,85	0,00	1,10	1,65	ES
Chevron Texaco Corp.	0,66	0,10	6,59	0,00	0,46	0,86	ES
Cisco Systems	1,67	0,16	10,3	0,00	1,35	1,99	ES
Citigroup Inc.	1,81	0,21	8,67	0,00	1,40	2,23	ES
Coca Cola Enterprises	0,8	0,17	4,71	0,00	0,47	1,14	ES
Ford Motors Company	2,00	0,29	7,00	0,00	1,44	2,57	ES
General Electric Co.	1,18	0,11	10,88	0,00	0,97	1,40	ES
Intel Corp.	1,67	0,17	10,07	0,00	1,34	2,00	ES
King Pharmaceuticals Inc.	0,47	0,26	1,79	0,08	-0,05	0,99	ENS
Marriot International Common St	1,26	0,12	10,25	0,00	1,02	1,51	ES
Merck & Co.	0,63	0,15	4,33	0,00	0,34	0,92	ES
Microsoft Corp.	1,24	0,15	8,27	0,00	0,94	1,54	ES
Pfizer Inc.	0,63	0,10	6,20	0,00	0,43	0,84	ES
Walt Disney Co.	1,19	0,10	11,8	0,00	0,99	1,39	ES
Whirlpool Corporation Common St	1,52	0,17	9,02	0,00	1,18	1,85	ES

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

ES: estadísticamente significativo

ENS: estadísticamente no significativo

Cuando se emplea el índice bursátil  $S\&P_{500}$  el número de títulos para los cuales se rechaza<sup>439</sup> el CAPM es 19/20 considerando un error alfa del 5%. Esto significa que existe una significancia estadística para 19 de los 20 títulos revisados, lo cual está a favor de la HEM en su forma semifuerte.

<sup>439</sup> Para los casos en los cuales se rechaza el CAPM es porque dentro del rango de los intervalos de confianza no está contenido el número cero. Idénticos resultados se evidencian al revisar los porcentajes de probabilidad asociada.

En la Tabla 44 se presentan los resultados del test univariante para validar el CAPM para series temporales de los títulos estadounidenses, empleando como representación del mercado el índice  $S\&P_{100}$  y método de estimación los MCO.

**Tabla 44: Contraste CAPM para series temporales mercado:  $S\&P_{100}$**

Empresas estadounidenses	$\alpha_i$	Desviación estándar	$t_c$	Pvalue	Intervalos de confianza ( $\alpha=5\%$ )		Conclusión
Apple Computer	5,15	1,31	3,94	0,00	2,56	7,74	ES
Avon Products	0,76	0,91	0,84	0,40	-1,04	2,56	ENS
Bank of New York	0,20	0,74	0,27	0,79	-1,26	1,66	ENS
Boeing Company	0,66	0,85	0,78	0,44	-1,03	2,36	ENS
Bristol Myers Squibb	-0,88	0,77	-1,15	0,25	-2,40	0,64	ENS
Caterpillar Inc.	2,63	0,84	3,13	0,00	0,96	4,29	ES
Chevron Texaco Corp.	0,11	0,59	0,18	0,86	-1,06	1,27	ENS
Cisco Systems	2,27	0,92	2,47	0,01	0,45	4,08	ES
Citigroup Inc.	1,88	1,20	1,57	0,12	-0,49	4,25	ENS
Coca Cola Enterprises	-0,05	1,00	-0,05	0,96	-2,03	1,92	ENS
Ford Motors Company	3,47	1,69	2,05	0,04	0,12	6,83	ES
General Electric Co.	0,45	0,62	0,72	0,47	-0,78	1,68	ENS
Intel Corp.	2,46	0,92	2,66	0,01	0,63	4,28	ES
King Pharmaceuticals Inc.	-1,39	1,52	-0,91	0,36	-4,40	1,62	ENS
Marriot International Common St	1,70	0,74	2,29	0,02	0,23	3,16	ES
Merek & Co.	-0,75	0,83	-0,90	0,37	-2,40	0,90	ENS
Microsoft Corp.	1,39	0,83	1,68	0,10	-0,25	3,03	ENS
Pfizer Inc.	-0,95	0,58	-1,62	0,11	-2,10	0,21	ENS
Walt Disney Co.	0,93	0,61	1,54	0,13	-0,27	2,13	ENS
Whirlpool Corporation Common St	2,53	1,02	2,49	0,01	0,52	4,54	ES

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

ES: estadísticamente significativo

ENS: estadísticamente no significativo

El número de títulos para los cuales se rechaza la hipótesis nula de no significancia estadística del CAPM es 7/20 considerando un nivel de significancia del 5%, es decir resultaron ser estadísticamente significativos 7/20 títulos.

No obstante, se observa además la Tabla 43 y Tabla 44 que el comportamiento del  $S\&P_{500}$  y el  $S\&P_{100}$  no son compatibles.

En la Tabla 45 se presentan los resultados del test univariante para validar el CAPM en el caso de los títulos españoles. Se emplea el índice *IGBM* como representación del mercado y como método de estimación el de MCO.

**Tabla 45: Contraste CAPM para series temporales mercado: *IGBM***

Empresas españolas	$\alpha_i$	Desviación estándar	<i>tc</i>	<i>Pvalue</i>	Intervalos de confianza ( $\alpha=5\%$ )		Conclusión
Abengoa	1,93	0,93	2,07	0,04	0,08	3,78	ES
Acerinox	0,08	0,72	0,11	0,91	-1,34	1,50	ENS
Adolfo Domínguez	1,17	1,05	1,12	0,27	-0,90	3,25	ENS
Aguas de Barcelona	0,59	0,72	0,82	0,41	-0,84	2,03	ENS
Azkoyen	-0,88	0,78	-1,13	0,26	-2,42	0,66	ENS
Banco Guipúzcoano	-0,98	0,68	-1,44	0,15	-2,34	0,37	ENS
BBVA	1,12	0,49	2,27	0,03	0,14	2,09	ES
Campofrío	-1,74	0,65	-2,68	0,01	-3,02	-0,45	ES
Lingotes especiales	-1,15	0,83	-1,38	0,17	-2,79	0,50	ENS
Ferrovial	0,12	1,07	0,12	0,91	-1,99	2,23	ENS
Indra	0,92	0,65	1,41	0,16	-0,37	2,21	ENS
La Seda BB	-2,08	0,95	-2,18	0,03	-3,96	-0,19	ES
Metrovacesa	-0,30	1,15	-0,26	0,79	-2,58	1,97	ENS
NH Hoteles	0,14	1,00	0,14	0,89	-1,85	2,13	ENS
Repsol	-0,47	0,57	-0,82	0,42	-1,60	0,66	ENS
Zardoya Otis	-0,64	0,66	-0,96	0,34	-1,96	0,68	ENS
Telefónica	-0,11	0,53	-0,20	0,84	-1,16	0,94	ENS
Unipapel	-0,63	0,66	-0,95	0,34	-1,94	0,68	ENS
Uralita	-0,27	0,65	-0,42	0,68	-1,57	1,02	ENS
Zeltia	1,91	1,71	1,12	0,27	-1,47	5,29	ENS

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

ES: estadísticamente significativo

ENS: estadísticamente no significativo

En el caso de los títulos españoles se rechaza el CAPM para 4/20 títulos empleando el *IGBM* como representación del mercado con un nivel de significancia del 5%. En la Tabla 46 se presentan los resultados del test univariante para validar el CAPM para series temporales de los títulos españoles, pero se emplea como representación del mercado el índice *IBEX*<sub>35</sub>.

**Tabla 46: Contraste CAPM para series temporales mercado: *IBEX*<sub>35</sub>**

Empresas españolas	$\alpha_i$	Desviación estándar	$t_c$	Pvalue	Intervalos de confianza ( $\alpha=5\%$ )		Conclusión
Abengoa	1,76	0,95	1,86	0,07	-0,12	3,65	ENS
Acerinox	0,03	0,72	0,04	0,97	-1,40	1,45	ES
Adolfo Domínguez	1,07	1,05	1,02	0,31	-1,01	3,15	ENS
Aguas de Barcelona	0,53	0,73	0,72	0,47	-0,91	1,97	ENS
Azkoyen	-0,91	0,77	-1,17	0,24	-2,44	0,62	ENS
Banco Guipúzcoano	-1,10	0,69	-1,59	0,11	-2,46	0,27	ENS
BBVA	1,05	0,49	2,12	0,04	0,07	2,02	ES
Campofrío	-1,82	0,65	-2,78	0,01	-3,11	-0,52	ES
Lingotes especiales	-1,23	0,83	-1,47	0,14	-2,88	0,42	ENS
Ferrovial	0,01	1,07	0,01	0,99	-2,11	2,13	ENS
Indra	0,89	0,64	1,38	0,17	-0,38	2,17	ENS
La Seda BB	-2,15	0,95	-2,26	0,03	-4,04	-0,26	ES
Metrovacesa	-0,44	1,15	-0,38	0,70	-2,72	1,85	ENS
NH Hoteles	0,02	1,01	0,02	0,98	-1,99	2,03	ENS
Repsol	-0,51	0,57	-0,89	0,37	-1,64	0,62	ENS
Zardoya Otis	-0,70	0,67	-1,04	0,30	-2,02	0,62	ENS
Telefónica	-0,07	0,51	-0,14	0,89	-1,07	0,93	ENS
Unipapel	-0,72	0,67	-1,08	0,28	-2,04	0,60	ENS
Uralita	-0,35	0,66	-0,53	0,59	-1,66	0,95	ENS
Zeltia	1,88	1,70	1,11	0,27	-1,49	5,24	ENS

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

ES: estadísticamente significativo

ENS: estadísticamente no significativo

Al momento de utilizar el *IBEX*<sub>35</sub> como representación del mercado se rechaza el CAPM para 4/20 títulos con nivel de significancia del 5%. De 3 de estos 4 títulos (BBVA, Campofrío y La Seda BB); también se rechaza el CAPM empleando el *IGBM* como se puede observar en la Tabla 45.

En el caso de los títulos españoles no se cumple el CAPM en la mayoría de los títulos por tanto, son resultados en contra de la HEM en su forma semifuerte.

En la Tabla 47 se muestran los resultados del test univariante para validar el CAPM para series temporales de los títulos mejicanos. Se emplea como representación del mercado el índice *IPC*.

**Tabla 47: Contraste CAPM para series temporales mercado: IPC**

Empresas mejicanas	$\alpha_i$	Desviación estándar	$t_c$	<i>Pvalue</i>	Intervalos de confianza ( $\alpha=5\%$ )		Conclusión
América Móvil L	1,81	1,16	1,56	0,12	1,81	1,81	ENS
Alfa A CP	0,93	1,10	0,84	0,40	0,93	0,93	ENS
Ara	5,39	3,81	1,41	0,16	5,39	5,39	ENS
Bimbo A	-1,71	1,00	-1,71	0,09	-1,71	-1,71	ENS
Cemex CPO	2,01	1,39	1,45	0,15	2,01	2,01	ENS
Comerci UB	2,60	1,49	1,74	0,08	2,60	2,60	ENS
Elektra	4,35	1,51	2,88	0,00	4,35	4,35	ES
Fomento Econom UTS (FEMSA)	3,16	2,56	1,24	0,22	3,16	3,16	ENS
GF Norte	1,19	1,41	0,84	0,40	1,19	1,19	ENS
Grupo Carso A1	0,52	0,77	0,68	0,50	0,52	0,52	ENS
Grupo Carso Tele A-1	0,28	1,24	0,22	0,82	0,28	0,28	ENS
Grupo México B	1,05	1,55	0,68	0,50	1,05	1,05	ENS
Ica	5,11	5,79	0,88	0,38	5,11	5,11	ENS
Mexichem	15,20	9,07	1,68	0,10	15,20	15,20	ENS
Grupo Simec SAB de CV	2,88	2,94	0,98	0,33	2,88	2,88	ENS
Soriana B	0,75	0,79	0,95	0,34	0,75	0,75	ENS
Televisa CPO	14,70	14,17	1,04	0,30	14,70	14,70	ENS
Telmex-L	-1,81	1,03	-1,75	0,08	-1,81	-1,81	ENS
TV Azteca CO	-0,07	1,24	-0,06	0,95	-0,07	-0,07	ENS
Walmex	0,43	1,28	0,34	0,74	0,43	0,43	ENS

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

ES: estadísticamente significativo

ENS: estadísticamente no significativo

En el caso de los títulos mejicanos se utiliza como representación del mercado únicamente el *IPC*. Para un nivel de significancia a del 5% se rechaza el CAPM para 1/20 títulos, el título: Elektra.

Con base en el contraste del CAPM para series temporales se concluye que el mercado estadounidense muestra señales de eficiencia en su forma semifuerte cuando se emplea el  $S\&P_{500}$  como representación del mercado, lo cual indica que se trata de un mercado desarrollado y que toda la información públicamente disponible se refleja en los precios de este mercado.

Tal como lo señala la literatura, se podría decir que en este mercado el análisis fundamental no resultaría útil para elegir una cartera de acciones más rentable que la media del mercado, excepto que un analista astuto disponga de un modelo propio de procesamiento de información basado en relaciones entre las variables que nadie ha descubierto, y así podría originar información adicional por sí mismo; y en la medida que



los resultados de su investigación no se hagan públicos, la compraventa de valores sobre la base de dicha información podría resultar rentable.

Cuando se emplea el  $S\&P_{100}$  para representar el mercado estadounidense y así contrastar el CAPM para series temporales ocurre que el mercado se hace menos eficiente lo cual desfavorece la HEM en su forma semifuerte.

En el caso del mercado español se incumple el CAPM en la mayoría de los títulos, ya sea al emplear el  $IGBM$  o el  $IBEX_{35}$  como representación del mercado. Estos resultados también son contrarios a la HEM en su forma semifuerte.

Igual conclusión corresponde para el mercado mejicano ya que resultó ser el mercado menos eficiente de los tres en casi la totalidad de los títulos se invalida el CAPM y por consiguiente la HEM en su forma semifuerte.

### 3.4.2 Contraste de Corte Transversal con medias, de los mercados: estadounidense, español y mejicano, 2000-2009

Para realizar este contraste también se emplea la misma muestra de rentabilidades mensuales de 20 empresas de cada uno de los mercados: estadounidense, español y mejicano. El mercado está representado por los índices:  $S\&P_{500}$ ,  $S\&P_{100}$ ,  $IGBM$ ,  $IBEX_{35}$  e  $IPC$  respectivamente. Los años considerados para realizar el CAPM de corte transversal con medias fueron 2000, 2004 y 2009. Se considera como punto de representación diciembre de los respectivos años.

También se emplea el Modelo de Mercado, luego se calcula el promedio de la rentabilidad asociado a los distintos títulos de cada mercado, en cada uno de los períodos considerados y luego se realiza el ajuste de regresión entre los promedios de rentabilidad y los coeficientes beta, según el siguiente modelo:

$$\bar{R}_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \beta_i + \bar{\varepsilon}_i \quad \text{Donde:}$$

$\gamma_0$  = promedio del tipo de interés sin riesgo

$\gamma_1$  = promedio del premio por riesgo

$\bar{\varepsilon}_i$  = promedio de la perturbación aleatoria.

Esta perturbación aleatoria tiene relación con la cantidad de riesgo diversificable de cada título es decir, con aquella variabilidad de la rentabilidad que no es explicada por el mercado y que son la causa de los problemas econométricos<sup>440</sup> propios de las series temporales que puedan llevar a conclusiones equivocadas: heterocedasticidad, autocorrelación y errores en las variables<sup>441</sup>. Para subsanar estos problemas econométricos

---

<sup>440</sup> En la medida en que existan relaciones sectoriales que se manifiestan en correlaciones entre las perturbaciones aleatorias de los distintos títulos.

<sup>441</sup> Cuando se utiliza únicamente el método de los MCO, la consecuencia es que el estimador  $\beta$  es lineal e insesgado, pero el de  $\sigma^2$  de las perturbaciones sesgado por tanto, el estimador de la matriz de varianzas y covarianzas de  $\beta$  utilizado es incorrecto y sesgado. Por ello, el método de estimación de los MCO es poco óptimo y eficiente. Por ello, suele utilizarse el método de estimación de los Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG). Por tanto, debe transformarse el modelo lineal general con perturbaciones no esféricas o estocásticas MCO en un nuevo modelo lineal general con perturbaciones esféricas o escalar MCG; así como los otros métodos conocidos: Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP) y Máxima Verosimilitud (MV).

se emplean los métodos de estimación: MCO, MCG, MCP y MV, explicados en el cuerpo teórico en el apartado: Críticas al CAPM.

El contraste del CAPM de corte transversal con medias, señala que la ordenada en el origen es el promedio del tipo sin riesgo y la pendiente del ajuste es el promedio de la diferencia entre la rentabilidad del mercado y el de la inversión sin riesgo (premio por riesgo en promedio) mediante un test de significancia individual. En este sentido, se estudia la significación de los parámetros.

En las próximas tablas se encuentran los modelos de regresión para el CAPM de corte transversal con medias. El procedimiento se realiza mediante la corrección media de los meses de diciembre de cada uno de los años seleccionados, por el promedio de rentabilidad correspondiente al año en cuestión para poder tener una mejor representación del mercado, dado que son datos atemporales. Para todas las pruebas se utiliza un nivel de significancia del 5%.

**Tabla 48: Modelo de regresión para el CAPM de corte transversal con medias (año 2000) – mercado estadounidense**

<b>S&amp;P<sub>500</sub></b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
C	-10,4466	6,4148	-1,6285	0,1208
SP500	6,6297	4,2858	1,5469	0,1393
<b>R-squared</b>	0,1173			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	0,5330			
<i>Pvalue</i>	0,7660			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,5748			
<i>Pvalue</i>	0,5734			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	0,1167			
<i>Pvalue</i>	0,7368			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

<b>S&amp;P<sub>100</sub></b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
C	-9,7784	6,1063	-1,6014	0,1267
SP100	6,0274	3,9635	1,5207	0,1457
<b>R-squared</b>	0,1139			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	0,4089			
<i>Pvalue</i>	0,815			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	1,2454			
<i>Pvalue</i>	0,3128			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	0,0084			
<i>Pvalue</i>	0,9281			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

**Tabla 49: Modelo de regresión para el CAPM de corte transversal con medias (año 2004) – mercado estadounidense**

<b>S&amp;P<sub>500</sub></b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
C	0,6868	4,0139	0,1711	0,8661
SP500	1,3533	2,6842	0,5042	0,6203
R-squared	0,0139			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	2,4733			
<i>Pvalue</i>	0,2903			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,2787			
<i>Pvalue</i>	0,7567			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	0,3979			
<i>Pvalue</i>	0,5366			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

<b>S&amp;P<sub>100</sub></b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
C	0,5905	3,8065	0,1551	0,8785
SP100	1,3937	2,4701	0,5642	0,5796
<b>R-squared</b>	0,0174			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	2,665			
<i>Pvalue</i>	0,2637			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,2787			
<i>Pvalue</i>	0,7602			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	0,2647			
<i>Pvalue</i>	0,6135			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

**Tabla 50: Modelo de regresión para el CAPM de corte transversal con medias (año 2009) – mercado estadounidense**

<b>S&amp;P500 - MCG WHITE TRANSFORMATION</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4,7399	5,8122	0,8155	0,4254
SP500	-2,2842	5,0165	-0,4553	0,6543
<b>R-squared</b>	0,0363			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	1,5952			
<i>Pvalue</i>	0,4503			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	52,0641			
<i>Pvalue</i>	0,0000			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	0,6116			
<i>Pvalue</i>	0,4449			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

<b>S&amp;P100 - MCG WHITE TRANSFORMATION</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6,2534	5,3000	1,1799	0,2534
SP100	-3,3125	4,5300	-0,7312	0,474
<b>R-squared</b>	0,0896			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	0,3506			
<i>Pvalue</i>	0,8392			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	84,1941			
<i>Pvalue</i>	0,0000			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	1,3816			
<i>Pvalue</i>	0,2560			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

**Tabla 51: Modelo de regresión para el CAPM de corte transversal con medias (año 2000) – mercado español**

<b>IGBM</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1,5259	0,2944	5,1831	0,0008
LOG(IGBM)	0,3656	0,6237	0,5861	0,5739
<b>R-squared</b>	0,0412			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	0,8269			
<i>Pvalue</i>	0,6313			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,0594			
<i>Pvalue</i>	0,9099			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	8,7512			
<i>Pvalue</i>	0,9428			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

<b>IBEX35</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7,9592	8,7908	0,9054	0,3772
LOG(IBEX35)	-14,2081	10,2864	-1,3813	0,1841
<b>R-squared</b>	0,0958			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	0,6759			
<i>Pvalue</i>	0,6784			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,0957			
<i>Pvalue</i>	0,9099			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	8,3646			
<i>Pvalue</i>	0,0232			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

**Tabla 52: Modelo de regresión para el CAPM de corte transversal con medias (año 2004) – mercado español**

<b>IGBM</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2,0883	3,1743	-0,6579	0,5189
IBGM	3,1561	3,4333	0,9193	0,3701
<b>R-squared</b>	0,0448			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	0,2168			
<i>Pvalue</i>	0,8972			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,9972			
<i>Pvalue</i>	0,3895			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	2,2209			
<i>Pvalue</i>	0,1545			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

<b>IBEX35</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2,0811	3,0850	-0,6746	0,5085
IBEX35	3,4214	3,6099	0,9478	0,3558
<b>R-squared</b>	0,0475			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	0,264			
<i>Pvalue</i>	0,8763			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,826178			
<i>Pvalue</i>	0,454548			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	2,264102			
<i>Pvalue</i>	0,150755			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

**Tabla 53: Modelo de regresión para el CAPM de corte transversal con medias (año 2009) – mercado español**

<b>IGBM</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,9593	0,4706	2,0383	0,0809
LOG(IGBM)	-0,1922	0,7503	-0,2562	0,8052
<b>R-squared</b>	0,0093			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	0,8503			
<i>Pvalue</i>	0,6536			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,564			
<i>Pvalue</i>	0,5964			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	2,7619			
<i>Pvalue</i>	0,1476			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

<b>IBEX35</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,9197	0,5082	1,8098	0,1132
LOG(IBEX35)	-0,2303	0,7049	-0,3267	0,7534
<b>R-squared</b>	0,0151			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	0,8700			
<i>Pvalue</i>	0,6472			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,7915			
<i>Pvalue</i>	0,4954			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	2,6887			
<i>Pvalue</i>	0,1522			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

**Tabla 54: Modelo de regresión para el CAPM de corte transversal con medias (año 2000) – mercado mejicano**

<b>IPC</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
C	10,4617	4,3687	2,3947	0,0277
IPC	-17,4393	3,1397	-5,5545	0,0000
<b>R-squared</b>	0,6315			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	2,8607			
<i>Pvalue</i>	0,2392			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,3463			
<i>Pvalue</i>	0,7121			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	0,2918			
<i>Pvalue</i>	0,5960			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

**Tabla 55: Modelo de regresión para el CAPM de corte transversal con medias (año 2004) – mercado mejicano**

<b>IPC</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
C	1,6700	0,3009	5,5507	0,0004
LOG(IPC)	0,3311	1,1513	0,2876	0,7802
<b>R-squared</b>	0,0091			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	0,3911			
<i>Pvalue</i>	0,8223			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,202464			
<i>Pvalue</i>	0,820775			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	10,9300			
<i>Pvalue</i>	0,0108			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

**Tabla 56: Modelo de regresión para el CAPM de corte transversal con medias (año 2009) – mercado mejicano**

<b>IPC</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
C	-3,3543	2,9382	-1,1416	0,2686
IPC	1,3617	2,1116	0,6448	0,5272
<b>R-squared</b>	0,0226			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	0,9141			
<i>Pvalue</i>	0,6331			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,320233			
<i>Pvalue</i>	0,730265			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	0,0634			
<i>Pvalue</i>	0,8042			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

En las tablas anteriores se puede constatar que el único caso donde se cumple el CAPM de corte transversal es para Méjico en el año 2000, porque el parámetro de regresión es estadísticamente significativo. En los demás modelos ese parámetro resulta no significativo estadísticamente.

Estas conclusiones resultan válidas porque se prueba la hipótesis de normalidad de residuos mediante un test de Jarque-Bera, con la finalidad de validar las pruebas de hipótesis posteriores.

En el caso del mercado estadounidense se evidencia que para el año 2009, se violaba el supuesto de homocedasticidad de varianza, esto se corrigió mediante una transformación de White, sin embargo los parámetros estimados resultan no estadísticamente significativos.

En el caso del mercado español, para los años 2000 y 2009 las regresiones estimadas generaron residuos no normales, por tanto se decide estimar un modelo en logaritmo para corregir la no normalidad, pero al igual que en el mercado estadounidense no se cumplió el CAPM de corte transversal por la no significación estadística del parámetro de interés; algunos de los modelos logarítmicos violaron el supuesto de correcta especificación el cual se verificó mediante un test de Ramsey-Reset.

En el caso del mercado mejicano para el año 2004, se utiliza un modelo en logaritmo por la inexistencia de normalidad en los residuos. Este modelo presenta también problemas de error de especificación.

La posible razón de invalidación del CAPM de corte transversal con medias para los mercados estadounidense y español podría estar motivada al número reducido de títulos que se consideran para realizar el contraste.



### 3.4.3 Contraste de Corte Transversal sin medias, de los mercados: estadounidense, español y mejicano, 2000-2009

Para realizar este contraste también se emplea la misma muestra de rentabilidades mensuales de 20 empresas de cada uno de los mercados: estadounidense, español y mejicano, así como también los índices que representan el mercado:  $S\&P_{500}$ ,  $S\&P_{100}$ ,  $IGBM$ ,  $IBEX_{35}$  e  $IPC$  respectivamente. Los años considerados para realizar el CAPM de corte transversal sin medias fueron 2000, 2004 y 2009, se toma como punto de representación diciembre de los respectivos años.

Es necesario también utilizar el Modelo de Mercado. Para realizar el ajuste de regresión, se emplea la nomenclatura propuesta por Fama y MacBeth, quienes plantearon el ajuste para cada momento del tiempo y no para el período completo:

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \cdot \beta_{it} + \varepsilon_{it}$$

Este contraste presenta los mismos inconvenientes con relación a los problemas econométricos del contraste de Corte Transversal con medias como son: heterocedasticidad, autocorrelación y errores en las variables.

En las tablas que se muestran a continuación se observa la aplicación del CAPM sin medias a los datos disponibles. Se elige como años de referencia 2000, 2004 y 2009 en los meses de diciembre motivado en las características de los datos. Para todas las pruebas se utiliza un nivel de significancia del 5%.

**Tabla 57: Modelo de regresión para el CAPM de corte transversal sin medias (año 2000) – mercado estadounidense**

<b>S&amp;P500</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8,5183	7,2684	-1,1720	0,2565
SP500	5,8178	4,8561	1,1980	0,2464
<b>R-squared</b>	0,0739			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	0,8499			
<i>Pvalue</i>	0,6537			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,5367			
<i>Pvalue</i>	0,5942			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	0,1973			
<i>Pvalue</i>	0,6625			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

<b>S&amp;P100</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7,6093	6,9359	-1,0971	0,2871
SP100	5,0606	4,5020	1,1241	0,2758
<b>R-squared</b>	0,0656			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	0,8265			
<i>Pvalue</i>	0,6611			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	1,1543			
<i>Pvalue</i>	0,3388			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	0,1426			
<i>Pvalue</i>	0,7103			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

**Tabla 58: Modelo de regresión para el CAPM de corte transversal sin medias (año 2004) – mercado estadounidense**

<b>S&amp;P500</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,5360	3,1164	0,172	0,8654
SP500	2,0232	2,0840	0,9708	0,3445
<b>R-squared</b>	0,0498			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	3,3975			
<i>Pvalue</i>	0,1829			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,8920			
<i>Pvalue</i>	0,4282			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	0,0000			
<i>Pvalue</i>	0,9962			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

<b>S&amp;P100</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,4527	2,9453	0,1537	0,8796
SP100	2,0406	1,9112	1,0677	0,2998
<b>R-squared</b>	0,0596			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	3,3515			
<i>Pvalue</i>	0,1871			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,5367			
<i>Pvalue</i>	0,5943			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	0,0110			
<i>Pvalue</i>	0,9176			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

**Tabla 59: Modelo de regresión para el CAPM de corte transversal sin medias (año 2009) – mercado estadounidense**

<b>S&amp;P<sub>500</sub> MCG WHITE TRANSFORMATION</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4,8930	5,8586	0,8352	0,4146
SP500	-2,1060	5,0494	-0,4171	0,6816
<b>R-squared</b>	0,0310			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	2,9277			
<i>Pvalue</i>	0,2313			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	1,1034			
<i>Pvalue</i>	0,3082			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

<b>S&amp;P<sub>100</sub> MCG WHITE TRANSFORMATION</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6,3495	5,3828	1,1796	0,2535
SP100	-3,0974	4,5879	-0,6751	0,5082
<b>R-squared</b>	0,0788			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	0,6528			
<i>Pvalue</i>	0,7214			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	2,2017			
<i>Pvalue</i>	0,1562			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

**Tabla 60: Modelo de regresión para el CAPM de corte transversal sin medias (año 2000) – mercado español**

<b>IGBM</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8,1220	9,0486	0,8976	0,3813
IGBM	-13,2618	9,7869	-1,3551	0,1922
<b>R-squared</b>	0,0926			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	5,2629			
<i>Pvalue</i>	0,0718			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	3,1369			
<i>Pvalue</i>	0,0693			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	3,0760			
<i>Pvalue</i>	0,0975			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

<b>IBEX<sub>35</sub> MCG WHITE TRANSFORMATION</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6,2457	6,8853	0,9071	0,3763
IBEX35	-11,0564	10,5083	-1,0522	0,3066
<b>R-squared</b>	0,0859			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	4,9778			
<i>Pvalue</i>	0,0829			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	0,068572			
<i>Pvalue</i>	0,068572			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

**Tabla 61: Modelo de regresión para el CAPM de corte transversal sin medias (año 2004) – mercado español**

<b>IGBM</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,0743	3,2922	0,0226	0,9822
IBGM	2,8196	3,5608	0,7919	0,4388
<b>R-squared</b>	0,0337			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	0,1797			
<i>Pvalue</i>	0,914			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,5846			
<i>Pvalue</i>	0,5681			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	4,0360			
<i>Pvalue</i>	0,0607			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

<b>IBEX35</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,0724	3,2004	0,0226	0,9822
IBEX35	3,0672	3,7449	0,8190	0,4235
<b>R-squared</b>	0,0359			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	0,1909			
<i>Pvalue</i>	0,9089			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,492302			
<i>Pvalue</i>	0,619667			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	4,1462			
<i>Pvalue</i>	0,057616			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

**Tabla 62: Modelo de regresión para el CAPM de corte transversal sin medias (año 2009) – mercado español**

<b>IGBM</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1,3115	0,3039	4,3151	0,0019
LOG(IGBM)	-0,4979	0,5404	-0,9214	0,3809
<b>R-squared</b>	0,0862			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	0,8462			
<i>Pvalue</i>	0,6550			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,4325			
<i>Pvalue</i>	0,6632			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	0,2777			
<i>Pvalue</i>	0,6125			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

<b>IBEX35</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1,2609	0,3209	3,9299	0,0035
LOG(IBEX35)	-0,5049	0,5019	-1,0059	0,3407
<b>R-squared</b>	0,1011			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	0,8306			
<i>Pvalue</i>	0,6601			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,4622			
<i>Pvalue</i>	0,6457			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	0,0718			
<i>Pvalue</i>	0,7956			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

**Tabla 63: Modelo de regresión para el CAPM de corte transversal sin medias (año 2000) – mercado mejicano**

IPC				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2	0,0521	32	0,0202
LOG(IPC)	0,0756	0,1798	0,4204	0,7466
<b>R-squared</b>	0,0063			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	0,4774			
<i>Pvalue</i>	0,7915			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	3			
<i>Pvalue</i>	0,22313			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	2			
<i>Pvalue</i>	0,2349			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

**Tabla 64: Modelo de regresión para el CAPM de corte transversal sin medias (año 2004) – mercado mejicano**

IPC				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1,8907	0,2616	7,2264	0,0000
LOG(IPC)	0,2889	1	0,2861	0,7793
<b>R-squared</b>	0,0063			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	2,5547			
<i>Pvalue</i>	0,2787			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,290489			
<i>Pvalue</i>	0,753011			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	1,5507			
<i>Pvalue</i>	0,2368			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

**Tabla 65: Modelo de regresión para el CAPM de corte transversal sin medias (año 2009) – mercado mejicano**

IPC				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1,8907	0,2616	7,2264	0
LOG(IPC)	0,2889	1,0100	0,2861	0,7793
<b>R-squared</b>	0,0063			
<b>Test de normalidad</b>				
Jarque-Bera	2,1036			
<i>Pvalue</i>	0,3492			
<b>Test de heteroscedasticidad</b>				
White	0,33774			
<i>Pvalue</i>	0,719948			
<b>Test de error de especificación</b>				
Ramsey-Reset	1,5640			
<i>Pvalue</i>	0,2349			

Fuente: elaboración propia. Resultados obtenidos del programa estadístico.

Es importante destacar que no se encuentra evidencia de la existencia de CAPM sin medias para ninguno de los índices estudiados. Ningún parámetro de regresión resulta estadísticamente significativo.

Las conclusiones derivadas de los modelos de regresión son valederas ya que en todos los casos los modelos presentan normalidad de residuos, lo cual indica que las pruebas de hipótesis son confiables.

En el caso del mercado estadounidense para el año 2009 se aplica la transformación de White para alcanzar homocedasticidad en la varianza de los residuos.

En el mercado español, la única transformación se realiza al *IBEX*<sub>35</sub> en el año 2000, para solventar el problema de heteroscedasticidad.

En el mercado mejicano, las regresiones tradicionales presentan problemas de no normalidad de residuos, por tanto se decide aplicar una transformación logarítmica con la finalidad de poder lograr la normalidad de los mismos.

Todas las regresiones cumplen con los supuestos de ausencia de heteroscedasticidad y correcta especificación del modelo (probados mediante el test de White y el Ramsey-Reset respectivamente) añadido a la normalidad de los residuos, lo cual permite obtener resultados valederos. Con base en los resultados se confirma la ausencia de CAPM de corte transversal sin medias para los mercados en estudio.

La posible razón de invalidación del CAPM de corte transversal sin medias también podría estar ocasionada al número reducido de títulos que se consideran para realizar el contraste.

## Capítulo IV. Conclusiones

Los mercados financieros son esenciales para comprender la situación financiera de una economía. Su propósito es poner en contacto oferentes y demandantes de activos financieros y establecer los precios justos de los mismos. Para que estos mercados realmente contribuyan con el crecimiento económico de un país, dependerá de su capacidad y eficiencia.

Con el incremento en el movimiento de las inversiones en los mercados emergentes, se le está dando bastante importancia al análisis de la rentabilidad y riesgo de las acciones, así como a la comprensión de la eficiencia del mercado en los mismos.

El alcance del presente estudio es analizar la rentabilidad, riesgo y la eficiencia en los mercados: estadounidense y español (mercados desarrollados) y venezolano y mejicano (mercados emergentes); durante el periodo 2000-2009. Se consideran precios de cierre mensuales de títulos e índices bursátiles más representativos de estos mercados.

Se analizan los **principales hitos en las economías** durante el período 2000-2009. Se evidencia que ocurrieron sucesos que afectaron a la mayoría de bolsas de valores en el mundo, en algunos casos de manera instantánea y en otros, se dio el efecto contagio de las crisis, meses después. Estos fenómenos se explican por la relación e interconexión electrónica de los mercados.

Entre estos hechos acontecidos en Estado Unidos se destaca el atentado del 11 de septiembre de 2001, que generó una fuerte reacción en las bolsas mundiales porque se observan caídas pronunciadas; aumento del precio del petróleo durante el período 2004-2007 que causó el incremento en el precio de la gasolina, materias primas y costo de producción de las empresa; crisis alimentaria mundial, la burbuja financiera producto de la contracción del crédito que desató la crisis hipotecaria de los Estados Unidos en 2007, su efecto contagio a las demás bolsas del mundo y causa de la crisis económica en 2008.

En España se destaca el incremento del sector inmobiliario español a causa del fenómeno *babyboom*, aumento de la renta, incorporación de mujer al trabajo, bajos tipos de interés, exceso del crédito, inmigración entre otros aspectos; entrada en circulación del euro el 01 de enero de 2002, tanto en España como en diez países europeos, lo cual en España generó debates acerca de la supuesta inflación encubierta generada, sin embargo,

se observó que los precios no se han incrementado más que los salarios, posiblemente se trata de una sociedad que no entendió de manera efectiva el cambio de moneda.<sup>442</sup>

En Méjico se enfatiza que fue el país que recibió la mayor inversión extranjera directa en América Latina proveniente de Estados Unidos, España, Holanda, Canadá y Reino Unido, especialmente en los sectores financiero, manufactura, maquiladoras y plantas de ensamble; recuperación de su economía en 2004 producto del aumento de los ingresos por turismo, remesas de emigrantes, mejoramiento de niveles de empleo, ligero aumento de los salarios que estimuló el consumo, inflación estable; disciplina política, económica y fiscal pensadas en reducir el déficit de las cuentas públicas; en 2008 sufrió los efectos de la crisis estadounidense que generó incremento del desempleo y depreciación del peso mejicano frente al dólar estadounidense; también merece la pena mencionar la epidemia de gripe A(H1N1) que afectó la actividad económica en especial al sector turismo que es una de las tres principales fuentes de divisas.

En el caso de Venezuela, que es un país cuyos mayores ingresos reflejados en el PIB provienen de la renta petrolera, le ha favorecido el incremento en los precios del petróleo, que le permitió recuperar la economía de la fuerte recesión de 1999; en 2002 implantó el control cambiario a un tipo de cambio fijo y contralado por el gobierno lo cual depreció el bolívar y se originó el mercado negro de divisas; paro petrolero por protesta infructuosa, al gobierno del Sr Hugo Chávez para que modificara su política socialista; sucesivas devaluaciones de la moneda venezolana, reconversión monetaria en 2007 que implicó dividir entre 1.000 la moneda antigua.

Con relación a las empresas que fueron consideradas para el análisis del **binomio rentabilidad riesgo** se destacan los siguientes aspectos en el caso de los **títulos estadounidenses**: la mayoría pertenecen al grupo de títulos denominados *blue chip*,<sup>443</sup> es decir, son aquellos títulos preferidos por los inversores para entrar y salir del mercado con facilidad. Las acciones más rentables fueron: Apple, Caterpillar, Avon, Whirlpool Corporation Common St., Chevron Texaco, Marriot International Common St. y Boeing Company, las cuales pertenecen a los sectores: industrial (maquinaria pesada y accesorios industriales, electrodomésticos, fábrica de aviones, cosméticos de belleza), tecnológico

---

<sup>442</sup> Vid. p.174 del presente trabajo.

<sup>443</sup> Títulos con alta capitalización y liquidez, seguros y poco volátiles.



(desarrollo de software y hardware) y de servicios. Las rentabilidades anualizadas oscilan entre el 10,25% y 41,65%.<sup>444</sup>

En cuanto a los títulos españoles, se observa 9 empresas con rentabilidad anualizada superior al 10% e inferior al 24%. De mayor a menor rentabilidad anualizada: Abengoa, Zeltia, Unipapel, Indra, Metrovacesa, Zardoya Otis, Aguas de Barcelona, Uralita y Adolfo Domínguez; 7 empresas que reflejan rentabilidades anualizadas positivas pero inferiores al 10%; de mayor a menor rentabilidad anualizada: Acerinox, Banco Guipuzcoano, Lingotes Especiales, Ferrovial, BBVA, Repsol y Telefónica; las 4 empresas reflejan rentabilidades anualizadas negativas son: La Seda BB, Azkoyen, NH Hoteles y Campofrío. Durante el período 2000-2009, especialmente en el año 2002, los inversores se refugiaron en la renta fija.<sup>445</sup>

Con relación a los títulos mejicanos, las acciones con mayor rentabilidad anualizada (por encima del 100% y muy por encima del mercado) son: Mexichen y Televisa CPO. Las demás acciones de este mercado, muestran rentabilidades anualizadas positivas. De un total de 20 acciones analizadas, 15 de ellas reflejan rentabilidades anualizadas positivas superiores a la rentabilidad del mercado representado por el IPC; mientras que 5 acciones poseen rentabilidades positivas, por debajo de la rentabilidad del mercado.<sup>446</sup>

Se utiliza el **Modelo de Mercado para estimar y analizar el riesgo** sistemático  $\beta$  de cada título, de los mercados: estadounidense, español y mejicano, considerando datos históricos correspondientes al período 2000-2009. No es posible hacer el trabajo empírico del Modelo de Mercado para el mercado venezolano por el inconveniente presentado al momento de obtener los precios de cierre mensuales de las acciones durante el período objeto de estudio.

En el mercado estadounidense se observa que predominan los títulos volátiles o agresivos. Cuando se emplea el  $S\&P_{500}$  para estimar el coeficiente beta  $\hat{\beta}$  se encuentran 13 acciones que tienen beta superior a uno ( $\beta > 1$ ) es decir, que varían en mayor proporción que el mercado. Estas empresas son: Apple Computer, Bank of New York, Boeing

---

<sup>444</sup> Vid. pp. 187-188 del presente trabajo.

<sup>445</sup> Vid. pp. 196-197 del presente trabajo.

<sup>446</sup> Vid. pp. 214-215 del presente trabajo.

Company, Caterpillar Inc., Cisco Systems, Citigroup Inc., Ford Motors, General Motors, Intel Corp., Marriot International Common St., Microsoft Corp., Walt Disney y Whirlpool Corporation Common St. Sin embargo, al utilizar el  $S\&P_{100}$  para determinar nuevamente el coeficiente beta de los títulos, se obtienen 12 títulos volátiles o agresivos ( $\beta > 1$ ). Estas empresas son las mismas empresas referidas anteriormente, excepto Boeing Company cuyo beta es inferior a 1. Dentro del grupo de empresas con  $\beta > 1$ , se encuentran las empresas del sector tecnológico. Cuando se usa el  $S\&P_{500}$  se observa que 7 de los 20 títulos son defensivos o poco volátiles, con betas mayores que cero pero menores que la unidad ( $0 < \beta < 1$ ) es decir, son títulos que varían en menor proporción que el mercado. Estas empresas son: Avon Products, Bristol-Myers Squibb, Chevron Texaco Corp., Coca-Cola Enterprises, King Pharmaceuticals Inc., Merck & Co. y Pfizer. Por otra parte, cuando se emplea el  $S\&P_{100}$ , se encuentran 8 acciones defensivas: es decir, las mencionadas anteriormente junto con Boeing Company.

Se observa en el mercado español que predominan los títulos defensivos. Cuando se emplea el  $IGBM$ , 13 de las 20 acciones en estudio, poseen betas  $0 < \beta < 1$ , estas son: Acerinox, Aguas de Barcelona, Azkoyen, Banco Guipúzcoano, Campofrío, Lingotes especiales, Ferrovial, La seda BB, Metrovacesa, Repsol, Zardoya Otis, Unipapel y Uralita. Mientras al utilizar el  $IBEX_{35}$ , son 14 de los 20 títulos que resultan defensivos es decir, todas las empresas mencionadas anteriores junto con Telefónica, la cual se mostró como empresa volátil ( $\beta > 1$ ) cuando se determinó el coeficiente beta con el  $IGBM$  como representación del mercado. Todo lo anteriormente comentado, indica que la mayor parte de los títulos del mercado español son poco afectados por las variaciones del mercado. Al emplear el  $IGBM$  son 7 los títulos agresivos ( $\beta > 1$ ) y poseen mayor riesgo sistemático. Estas acciones son: Abengoa, Adolfo Domínguez, BBVA, Indra, NH Hoteles, Telefónica y Zeltia. Mientras que al recurrir al  $IBEX_{35}$  son 6 los títulos agresivos porque se excluye Telefónica, pues como se menciona anteriormente, se convierte en un título defensivo. Estos títulos sufren relevantes variaciones en su rentabilidad ante pequeñas variaciones de la rentabilidad del mercado.

En el grupo de empresas mejicanas se encuentran 5 títulos defensivos, con beta  $0 < \beta < 1$ . Estas acciones son: Alfa A CP, Bimbo A, Grupo México B, Telmex L. y Walmex. Los otros 15 son títulos agresivos con  $\beta > 1$ , estos son: América Móvil-L, Ara, Cemex CPO, Comerci UB, Elektra, Fomento Econom UTS (FEMSA), GF Norte, Grupo Carso A1,

Grupo Carso Tele A-1, ICA, Mexichem, Grupo Simec SAB de CV, Soriana B, Televisa CPO y TV Azteca CO.

El análisis de la volatilidad de los betas se acompaña **primero** con el estudio de la **significación estadística de los coeficientes**, con el propósito de verificar si las estimaciones de los parámetros de la regresión son significativamente distintas de cero. Para ello, fue necesario realizar una prueba de hipótesis de significancia individual en donde el sistema de hipótesis está formado por:  $H_0: \beta = 0$  vs.  $H_1: \beta \neq 0$ .

Conforme a los resultados recogidos en las tablas anteriores acerca de las pruebas de significación de los coeficientes beta; este parámetro en los títulos de los mercados estadounidense, español y mejicano, resultan estadísticamente significativos y ocurre para todos los títulos de los 3 mercados, excepto para las empresas King Pharmaceuticals Inc. (mercado estadounidense) y Mexichem (mercado mexicano). La significancia estadística evidencia que ese es el verdadero comportamiento del mercado, basado en la propiedad estadística de insesgabilidad que genera el uso de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

El **segundo análisis de volatilidad** consiste en analizar el **grado de estabilidad de los coeficientes estimados** en el ajuste de regresión a nivel intemporal, debido a que los mismos son producto de información histórica. Para probar la hipótesis de significación estadística del cambio del coeficiente beta en la estimación del modelo de mercado, se utiliza el test de Chow (1960)<sup>447</sup>, bajo la hipótesis nula,  $H_0$ : ausencia de cambio estructural o estabilidad de beta y la hipótesis alternativa se plantea así,  $H_1$ : existe problema de quiebre estructural es decir, no existe estabilidad paramétrica y por ende existe evidencia de alteración significativa de los parámetros del modelo a lo largo de la serie temporal. Los 2 subperiodos analizados son 2000-2004 y 2005-2009, siendo el punto de quiebre en diciembre de 2004, fecha en que ocurrieron distintos eventos en los mercados: Principales hitos en las economías analizadas durante el período 2000-2009.

En el caso del mercado estadounidense se rechaza la hipótesis nula de estabilidad de beta, con  $\alpha = 5\%$  en 7/20 títulos estadounidenses. Los títulos para los cuales se rechaza la hipótesis nula pertenecen a los sectores: tecnológico, farmacéutico, industrial (petróleo

---

<sup>447</sup> CHOW G.C. (1960). "Test of equality between sets of coeficientes in two linear regression", *Econometrica*, vol. 28, N° 3, pp. 591-605.

e hidrocarburos, construcción de aviones, alimentos y bebidas), servicios (financiero). Para el mercado español se rechaza la hipótesis nula de estabilidad de beta con  $\alpha = 5\%$  en 2/20 títulos, los cuales pertenecen a los sectores: tecnológico y farmacéutico. De la muestra de títulos mejicanos se rechaza la hipótesis nula de estabilidad de beta con  $\alpha = 5\%$  en 7/20 títulos, los cuales pertenecen a los sectores: servicios (tecnológico, telecomunicaciones y distribución), e industrias (petroquímica y polímeros, alimentos y minería). Los resultados anteriores, permiten concluir que para los títulos en los cuales se rechaza la hipótesis nula  $H_0 =$  de ausencia de cambio estructural o estabilidad de los betas en los mercados: estadounidense, español y mejicano, existe más probabilidad de la ocurrencia de un cambio estructural, dado quizás por condiciones de mercado. En caso contrario, en aquellos títulos donde no se logra rechazar la  $H_0$  de estabilidad de las betas, se podría justificar el uso de estimaciones pasadas para el futuro.

Para probar la **eficiencia en su forma débil** considerando los mercados de valores estadounidense, español, mejicano y venezolano durante el período 2000-2009, se consideran precios de cierre mensuales de los índices bursátiles. En la Tabla 66 se resumen los estadísticos obtenidos con lo cual se fundamentan parte de las conclusiones de este apartado.

**Tabla 66: Resumen de los estadísticos**

Índice	Test Jarque– Bera	Test Ljung-Box	Test Dickey – Fuller en primera diferencia	Test Phillips – Perron en primera diferencia
S&P <sub>500</sub>	No normal	No autocorrelación	Estacionaria	Estacionaria
S&P <sub>100</sub>	Normal	No autocorrelación	Estacionaria	Estacionaria
IGBM	Normal	No autocorrelación	Estacionaria	Estacionaria
IBEX <sub>35</sub>	Normal	No autocorrelación	Estacionaria	Estacionaria
IPC	Normal	No autocorrelación	Estacionaria	Estacionaria
IBC	No Normal	Autocorrelación	Estacionaria	Estacionaria

Fuente: elaboración propia.

Es importante destacar que la no normalidad de las series no afecta la calidad de las estimaciones que se realicen mediante MCO, ya que la normalidad no es un supuesto básico asociado al método.

Todas las series presentan ausencia de autocorrelación menos el *IBC* que tiene autocorrelación a partir del retardo 15 según muestra el estadístico *Q*.

El hecho de no rechazar la  $H_0$  en la mayoría de los retardos, significa que se trata de series que siguen un proceso estocástico estacionario durante el período 2000-2009. Por tanto, se infiere que los rendimientos históricos no se pueden utilizar para predecir los resultados futuros y obtener rendimientos extraordinarios porque la memoria no se transmite a través de los errores es decir, un evento (de grande o pequeña magnitud) nada garantiza que se mantenga en el tiempo; y es un elemento que indica que se sostiene la HEM en su forma débil.

Los mercados en los cuales se sostiene la HEM en su forma débil para todos los retardos, porque no se rechaza la  $H_0$  son: estadounidense ( $S\&P_{100}$ ), español y mejicano. En el caso del mercado estadounidense ( $S\&P_{500}$ ), se vio además que a partir del 2° retardo se logra ausencia de autocorrelación, mientras que en el mercado venezolano a partir del 8° retardo se rechaza la  $H_0$ , por lo cual la HEM en su forma débil en estos dos mercados no se podría sustentar del todo. Esta situación observada en ambos casos podría justificarse por los acontecimientos reseñados en las economías de los países en estudio.

Los resultados del test de Dickey-Fuller y Phillips-Perron permiten comprobar que con un nivel de significación del 1%, 5% y 10%, la probabilidad de error asumido al rechazar la hipótesis nula  $H_0: \delta = 0$  es superior al 5% para todos los mercados, por ello no se rechaza la hipótesis nula en los mercados estadounidense, español, mejicano y venezolano y se concluye que las series en estudio son estacionarias, siguen un camino aleatorio durante el período 2000-2009, es decir, se trata de series estocásticas lo cual permite validar la HEM en su forma débil; difícilmente se podría predecir la evolución futura de estos índices o mercados a partir de sus precios de cierre históricos

Se estudia la existencia o no de efectos estacionales en las series de los mercados en estudio. Para ello, se plantea realizar un test de igualdad de medias para el promedio de las rentabilidades con la finalidad de determinar si el promedio mensual de los índices son iguales o diferentes y así, inferir cuál de los índices presenta efecto calendario al mostrar diferencia en la rentabilidad promedio mensual. Los resultados muestran que se rechaza la hipótesis nula de igualdad de medias para los casos:  $IBC - IBEX_{35}$ ;  $IBC - IGBM$ ;  $IBC - S\&P_{500}$ ;  $IBC - S\&P_{500}$ ;  $IPC - S\&P_{100}$ ;  $IPC - S\&P_{500}$ . Esto significa que la rentabilidad promedio del mercado venezolano difiere de la rentabilidad promedio del mercado español y estadounidense; así, también se observa que la rentabilidad promedio mensual del

mercado mejicano es diferente a la rentabilidad promedio del mercado estadounidense. Esto evidencia la existencia de diferencias mensuales producto de los movimientos particulares de cada índice respectivamente. No se encontró diferencias promedios mensuales significativas entre el mercado estadounidense y el mercado español, por cual no se aprecia efecto estacional al no evidenciarse diferencias en las medias, resultados que validan la HEM en su forma débil.

Para probar la **eficiencia en su forma semifuerte** se emplea el contraste del CAPM para Series Temporales, contraste de Corte Transversal con medias y Contraste de Corte Transversal sin medias para los mercados estadounidense, español y mejicano, durante el período 2000-2009. Se excluye de este análisis el mercado venezolano, porque el mismo se inicia con el Modelo de Mercado y en este caso, no se pudo construir por la ausencia de los precios de cierre mensuales de empresas durante ese período.

En el contraste del **CAPM para series temporales** se utiliza el Modelo de Mercado expresado en excesos sobre el tipo libre de riesgo:  $(R_{t_i} - R_{t_0}) = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{t_0}) + \varepsilon_t$ , donde  $R_{t_0}$  es el tipo de interés libre de riesgo. Se realiza este contraste empleando un test univariante y se estima el valor de la ordenada en el origen  $\alpha_i$  de cada título. Luego, para determinar si se cumple o no el CAPM, se formula la prueba de hipótesis donde  $H_0: \alpha_i = 0$ , y la hipótesis alternativa  $H_1: \alpha_i \neq 0$ . Debido a que el valor de  $\alpha_i$  es una estimación puntual, se calculan los intervalos de confianza para este parámetro en cada caso individual.

Cuando se emplea el índice bursátil  $S\&P_{500}$  el número de títulos para los cuales se rechaza el CAPM es 19/20 considerando un error alfa del 5%. Esto significa que existe una significancia estadística para 19 de los 20 títulos revisados, lo cual está a favor de la HEM en su forma semifuerte. Esto indica que se trata de un mercado desarrollado y que toda la información pública disponible se refleja en los precios de las acciones. Sin embargo, al emplear el  $S\&P_{100}$  el número de títulos para los cuales se rechaza la hipótesis nula de no significancia estadística del CAPM es 7/20 considerando un nivel de significancia del 5%, es decir resultaron ser estadísticamente significativos 7/20 títulos. Se observa que el comportamiento del  $S\&P_{500}$  y el  $S\&P_{100}$  no son compatibles.

En el caso de los títulos españoles se rechaza el CAPM para 4/20 títulos empleando el *IGBM* como representación del mercado con un nivel de significancia del 5%. Al

momento de utilizar el  $IBEX_{35}$  como representación del mercado se rechaza el CAPM para 4/20 títulos con nivel de significancia del 5%. En el caso de los títulos españoles no se cumple el CAPM en la mayoría de los títulos por tanto, son resultados en contra de la HEM en su forma semifuerte.

En el caso de los títulos mejicanos se utiliza como representación del mercado el  $IPC$ . Para un nivel de significancia a del 5% se rechaza el CAPM para 1/20 títulos, resultando ser el mercado menos eficiente, pues en casi la totalidad de los títulos se invalida el CAPM y por tanto la HEM en su forma semifuerte.

En el contraste del **CAPM de Corte Transversal con medias**, se emplea el Modelo de Mercado, luego se calcula el promedio de la rentabilidad asociado a los distintos títulos de cada mercado, en cada uno de los períodos considerados y luego se realiza el ajuste de regresión entre los promedios de rentabilidad y los coeficientes beta, según el siguiente modelo:  $\bar{R}_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \beta_i + \bar{\varepsilon}_i$ . Esta perturbación aleatoria tiene relación con la cantidad de riesgo diversificable de cada título es decir, con aquella variabilidad de la rentabilidad que no es explicada por el mercado y que son la causa de los problemas econométricos<sup>448</sup> propios de las series temporales que puedan llevar a conclusiones equivocadas: heterocedasticidad, autocorrelación y errores en las variables<sup>449</sup>. Para subsanar estos problemas econométricos se emplean los métodos de estimación: MCO, Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG), Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP) y Máxima Verosimilitud (MV). El único caso donde se cumple el CAPM de corte transversal es para Méjico en el año 2000, porque el parámetro de regresión es estadísticamente significativo. En los demás modelos ese parámetro resulta no significativo estadísticamente. Estas conclusiones resultan válidas porque se prueba la hipótesis de normalidad de residuos mediante un test de Jarque-Bera, con la finalidad de validar las pruebas de hipótesis posteriores.

---

<sup>448</sup> En la medida en que existan relaciones sectoriales que se manifiestan en correlaciones entre las perturbaciones aleatorias de los distintos títulos.

<sup>449</sup> Cuando se utiliza únicamente el método de los MCO, la consecuencia es que el estimador  $\beta$  es lineal e insesgado, pero el de  $\sigma^2$  de las perturbaciones sesgado por tanto, el estimador de la matriz de varianzas y covarianzas de  $\beta$  utilizado es incorrecto y sesgado. Por ello, el método de estimación de los MCO es poco óptimo y eficiente. Por ello, suele utilizarse el método de estimación de los Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG). Por tanto, debe transformarse el modelo lineal general con perturbaciones no esféricas o estocásticas MCO en un nuevo modelo lineal general con perturbaciones esféricas o escalar MCG; así como los otros métodos conocidos: Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP) y Máxima Verosimilitud (MV).

En el caso del mercado estadounidense se evidencia que para el año 2009, se violaba el supuesto de homocedasticidad de varianza, esto se corrigió mediante una transformación de White, sin embargo los parámetros estimados resultan no estadísticamente significativos.

En el caso del mercado español, para los años 2000 y 2009 las regresiones estimadas generaron residuos no normales, por tanto se decide estimar un modelo en logaritmo para corregir la no normalidad, pero al igual que en el mercado estadounidense no se cumplió el CAPM de corte transversal por la no significación estadística del parámetro de interés; algunos de los modelos logarítmicos violaron el supuesto de correcta especificación el cual se verificó mediante un test de Ramsey-Reset.

En el caso del mercado mejicano para el año 2004, se utiliza un modelo en logaritmo por la inexistencia de normalidad en los residuos. Este modelo presenta también problemas de error de especificación.

La posible razón de invalidación del CAPM de corte transversal con medias para los mercados estadounidense y español podría estar motivada al número reducido de títulos que se consideran para realizar el contraste.

En el contraste del **CAPM de Corte Transversal sin medias** también es necesario también utilizar el Modelo de Mercado. Para realizar el ajuste de regresión, se emplea la nomenclatura propuesta por Fama y MacBeth, quienes plantearon el ajuste para cada momento del tiempo y no para el período completo:

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \cdot \beta_{it} + \varepsilon_{it}$$

Este contraste presenta los mismos inconvenientes con relación a los problemas econométricos del contraste de Corte Transversal con medias como son: heterocedasticidad, autocorrelación y errores en las variables.

En este contraste no se encuentra evidencia de la existencia de CAPM sin medias para ninguno de los índices estudiados. Ningún parámetro de regresión resulta estadísticamente significativo. Las conclusiones derivadas de los modelos de regresión son



valederas porque en todos los casos los modelos presentan normalidad de residuos, lo cual indica que las pruebas de hipótesis son confiables.

En el caso del mercado estadounidense, para el año 2009 se aplica la transformación de White para alcanzar homocedasticidad en la varianza de los residuos.

En el mercado español, la única transformación se realiza al *IBEX<sub>35</sub>* en el año 2000, para solventar el problema de heteroscedasticidad.

En el mercado mejicano, las regresiones tradicionales presentan problemas de no normalidad de residuos, por tanto se decide aplicar una transformación logarítmica con la finalidad de poder lograr la normalidad de los mismos.

Todas las regresiones cumplen con los supuestos de ausencia de heteroscedasticidad y correcta especificación del modelo (probados mediante el test de White y el Ramsey-Reset respectivamente) añadido a la normalidad de los residuos, lo cual permite obtener resultados valederos. Con base en los resultados se confirma la ausencia de CAPM de corte transversal sin medias para los mercados en estudio.

La posible razón de invalidación del CAPM de corte transversal sin medias también podría estar ocasionada al número reducido de títulos que se consideran para realizar el contraste.

Para finalizar este trabajo, se plantean futuras investigaciones relacionadas con otros enfoques de la HEM en su forma débil. Entre ellos vale destacar: 1) estudios de pronósticos de modelos no lineales: autorregresivos (ARCH-GARCH) y redes neuronales; 2) estudio de anomalías estacionales o efecto calendario (efecto fin de semana, fin de mes, mes del año y festivos); 3) estudios de dependencia a largo plazo (coeficiente de Hurts). Así mismo quedan propuestos estudios futuros sobre la HEM en su forma semifuerte relacionados con modelos multivariados (VAR: modelo estático de vectores autorregresivos, VEC: modelo dinámico de vectores de corrección del error y modelos de predicción autorregresivos GARCH multivariado); estudios de eventos (dividendos, splits, fusiones y adquisiciones); y modelos de cointegración.



## Referencias

### Fuentes bibliográficas y hemerográficas:

- ABDULGADER K.A., HANNAH G y POWER D.M. (2007). "A test of the weak form of the Efficient Markets Hypothesis for the Saudi Stock Market". *Journal of Emerging Market Finance*. 6:2, pp. 167-190.
- AJAYI R.A., MEHDIAN S. y PERRY M.J. (2004). "The Day-of-the-Week Effect in Stock Returns". *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 40, N° 4, pp. 53-62.
- ALCARAZ P.G. y FERNÁNDEZ T.D. (2002). "Integración y eficiencia en el mercado accionario de México y Estados Unidos". Publicación del Instituto Tecnológico Autónomo de México. Julio.
- ALEXANDER G.J., SHARPE W.F., BAILEY J.V. (2003). "*Fundamentos de Inversiones, Teoría y Práctica*". Editorial Pearson Prentice Hall. Tercera Edición, Méjico, pp. 72-76.
- ALEXANDER S.S. (1961). "Price Movements in Speculative Markets: Trend or Random Walks", *Industrial Management Review*, 2(2), pp. 7-26.
- ALEXANDER S.S. (1964). "*Price Movements in Speculative Markets: Trend or Random Walks N° 2*" in P.H. Cootner (ed). *The Random Character of Stock Market Prices*. Massachusetts, Cambridge: The MIT Press, pp. 338-372.
- AL-KHAZALI O, DING D, PYUN C (2007). "A new variance ratio test of random walk in Emerging Markets: A Revisit". *The Financial Review*. 42, pp. 303-317.
- ANTUNES G.A., MOURA L.W. y BRESSAN A.A. (2006). "Análise do "Efeito tamanho" nos retornos das aes de empresas listadas na Bovespa". *R. Cont.Fin. – USP*, Sao Paulo, N° 40, enero-abril, pp.87-101.
- ARAGONÉS J.R. y MASCAREÑAS J. (1994). "La eficiencia y el equilibrio en los mercados de capital." *Análisis Financiero*. Número 64, pp. 76-89.

- ARAGONÉS, J.R. (1986). “Análisis del Comportamiento de los Rendimientos Bursátiles”. *Gestión Científica*, N° 3, Madrid.
- ARRAIS M. (1953). “Le comportement de l’homme rationnel devant le risque: la critica des postulats axiomes et de l’école Americanine” *Econometrica* 21, pp. 503-546.
- ASTERIOU D. Y KAVETSOS G (2006). “Testing for the existence of the January effect in transition economies” *Applied Financial Economics*, 2:6, pp. 375-381.
- BACHELIER, L. (1900). "Théorie de la Speculation". Gauthier-Villars. París. Existe traducción al inglés en Cootner, P. (ed.) (1964): "*The Random Character of Stock Market Prices*". MIT Press. Cambridge (Mass.), pp. 17-78.
- BARRASATE B y RUBIO G.A. (1994). “La imposición sobre plusvalías y minusvalías: sus efectos sobre el comportamiento estacional del mercado de valores”. *Revista Española de Economía* 11,2, pp. 246-277.
- BASARRATE B. (1988). “El efecto tamaño y la imposición sobre dividendos y ganancias de capital.” *Investigaciones Económicas (segunda época)*, volumen XII, N° 2, pp. 225-242.
- BLACK F. (1972). “Capital market equilibrium with restricted borrowing”, *Journal of business*, julio, pp. 444-445.
- BLACK F., JENSEN M.C., SCHOLLES M. (1972). “*The capital asset pricing model: some empirical tests*”, en Jensen, ed., *Studies in the theory of capital markets*, Praeger, Nueva York, pp. 79-121.
- BLUME M. (1975) “Betas and their regression tendencies”, *Journal of Finance*, Vol. XXX, N° 3, pp. 785-795.
- BODLA B.S. y KIRAN JINDAL (2006). “Seasonal anomalies in stock returns: Evidence from India and the U.S.” *Decision*, Vol. 33, N° 1, January – June., pp. 163-178.
- BONILLA C.A. ROMERO M.R. Y HINICH M.J. (2006). “Episodic nonlinearity in Latin American stock market indices”. *Applied Economics Letters*, 13, pp. 195-199.
- BOX G, PIERCE M (1970). “Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models”. *Journal of*

*the American Statistical Association*, Vol. 65, No. 332, pp. 1509-1526

BREALEY R., MYERS S. y MARCUS A. (2007). *Fundamentos de Finanzas Corporativas*. Editorial Mc Graw Hill, 5º edición. Madrid, p.173.

BREALEY, R., Y MYERS, S., (1988) “*Fundamentos de Financiación Empresarial*”. Editorial Mc Graw-Hill. p. 297.

CAMPBELL, J. Y; Lo., A. y MACKINLAY, J. (1997). “*The Econometrics of Financial Markets*”. Princeton University Press, New Jersey.

CERRATO M. e IANNELLI A. (2006). “Testing for Random Walk and structural breaks in hedge funds returns”. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, volumen 9, N° 3, pp. 341-358.

CHAKRABORTY M. (2006). “On the Validity of Random Walk Hypothesis in the Colombo Stock Exchange, Sri Lanka”. *Decision*, Vol. 33, N° 1, enero – junio, pp. 135-162.

CHANDER R. y MEHTA K. (2007). “Anomalous market movements and the rollong settlement: empirical evidence from Indian Stock Markets”. *The Journal of Business Perspective*, Vol. 11, N° 4, October - december, pp. 31-44.

CHANDER R. y MITTAL S (2007). “Validity of Weak Form Efficiency: A Study of GDR Stock Prices in Global and Domestic Markets”. *Finance India, Indian Institute of Finance*, volumen XXI, N° 3, septiembre, pp. 879-895.

CHEN, S.W. (2008). “Non-stationarity and Non-linearity in Stock Prices: Evidence from the OECD Countries”. *Economics Bulletin*, volumen 3, N° 11, pp.1-11.

CHONG T.T.L y LOK L. (2007). “The impact of the 1997 handover on the efficiency of the Hong Kong Stock Market”. *The Singapore Economic Review*, Volumen 52, N° 1, pp. 27-38.

CHOW G.C. (1960). “Test of equality between sets of coeficientes in two linear regression”, *Econometrica*, vol. 28, N° 3, pp. 591-605.

CHOW KV, DENNING K (1993). “A simple multiple variance ratio test”. *Journal Economics* 58, pp. 385-401.

- CHRISTODOULOU-VOLOS C. y SIOKIS F.M. (2006). "Long range dependence in stock market returns". *Applied Financial Economics*. N° 16, pp. 1331-1338.
- CHU T. MAZUMDER I., MILLER E., PRATHER L. (2007). "Exploitable cross autocorrelations among iShares". *Financial Services Review*, 16, pp. 293-308.
- COOTNER, P. (1964). "*The Random Character of Stock Market Prices*". Cambridge, M.I.T Press.
- COOTNER, P.H., (1962). "Stock Prices: Random Versus Systematic Changes", *Industrial Management Review*, Vol.3, Num. 2. Primavera, pp. 24-45.
- COOTNER, P.H., (1962). "Stock Prices: Random Versus Systematic Changes", *Industrial Management Review*, Vol.3, Num. 2. Primavera, pp. 24-45.
- CRESPO R.M. (2004). "La transparencia en la información financiera de las empresas cotizadas". *Análisis financiero*, N° 94, pp. 10-27.
- DE ANDRÉS SÁNCHEZ J. (1994). "Los efectos enero y cambio de año en los mercados españoles de renta fija a medio y largo plazo." *Decisiones Financieras Empresariales*, pp. 134-147.
- DE ANDRÉS SÁNCHEZ J. (2006). "Los efectos enero y cambio de año en los mercados españoles de renta fija a medio y largo plazo." *Boletín Económico de ICE N° 2873*, abril. pp. 51-63.
- DE BOND T W. y THALER R (1985). "Does the Stock Market Overreact?". *The Journal of Finance*. Julio.
- DHANKAR R.S. y CHAKRABORTY M. (2007). "Non-linearities and GARCH Effects in the Emerging Stock Markets of South Asia". *Vikalpa*, volumen 32, N° 3, Julio-septiembre pp. 23-37.
- DICKEY D.A, FULLER W.A (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 74, número 76, pp. 427-431.
- DRAGOTA V. y MITRICA E. (2004). "Emergent capital markets efficiency: The case of Romania". *European Journal of Operational Research*. Vol 155, pp. 353-360.

ESPINOSA C., (2008). “Memoria de Largo Plazo en el Mercado Bursátil Chileno”. *Informe de negocios N° 34*, Enero. Universidad Santo Tomás.

ESPINOSA, C. (2007). “Efecto Fin de Semana y Fin de Mes en el Mercado Bursátil Chileno”. *Programa Socioeconómico*, Año 25, N° 34, enero-julio, pp. 8-17.

EVANS, T (2006). “Efficiency test of the UK financial futures markets and the impact of electronic trading systems”. *Applied Financial Economics*, 16, pp. 1273-1283.

FAMA E. (1965) "The Behavior of Stock Market Prices". *Journal of Business*. Vol 38. Junio, pp. 34-105.

FAMA E. y BLUME M (1966). "Filter Rules and Stock Market Trading," *Journal of Business*, Security Prices: A Supplement.,pp. 226-241.

FAMA E. y FRENCH K. (1992).”The Cross section of expected stock returns”. *The journal of Finance*, volumen XLVII, número 2, pp. 427-465.

FAMA E. y FRENCH K. (2004). “The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence” *Journal of Economic Perspectives*, Volumen 18, número 3, pp. 25–46.

FAMA E. y KENNETH R. F. (2006). “The Value Premium and the CAPM” *The Journal of Finance*, volumen 61, número 5, pp. 2163–2185.

FAMA E., MacBETH J.D. (1973). “Some new stock-market indexes”, *Journal of business*, enero, pp. 191-225.

FAMA, E. (1963). "Mandelbrot and the Stable Paretian Hypothesis". *Journal of Business*, N° 36, octubre, pp. 420-429.

FAMA, E. (1976). “*Foundations of Finance*”. New York: Basic Books.

FAMA, E.F. (1963). "Mandelbrot and the Stable Paretian Hypothesis". *Journal of Business*, N° 36, octubre, p. 420-429.

FAMA, E.F. (1965). "Random Walks in Stock Markets". *Financial Analyst Journal*. Sept-oct. pp. 55-59.

- FAMA. E. (1970) "Efficient Capital Markets. A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*. Vol. 25, Nº 2, Mayo, pp. 383-417.
- FERNÁNDEZ V. (2003). "The CAPM and value at risk at different time scales" *International Review of Financial Analysis*, Volume 15, número 3, pp. 203-219.
- FRENCH K.R. (1980). "Stock Returns and the Weekend Effect". *Journal of Financial Economics*. Nº 8, pp. 55-69.
- GALÁN HERRERO F. (2004). "*Riesgo, Rentabilidad y Eficiencia de Carteras de Valores*". Editorial Desclée De Brouwer. Bilbao, p. 22.
- GÓMEZ B. F, MADARIAGA J.A. y UGARTE J.V. (1988) "La eficiencia en el mercado bursátil español". *Actualidad Financiera*, Nº 42, pp. 2238-2250.
- GÓMEZ-BEZARES F, MADARIAGA J.A. y SANTIBAÑEZ J. (1994). *Valoración de acciones en la Bolsa Española*. Editorial Desclée de Brouwer, S.A. Bilbao España, p. 91.
- GÓMEZ-BEZARES F., MADARIAGA J. A. y SANTIBAÑEZ J. (1995) "El CAPM: metodologías de contraste" *Boletín de Estudios Económicos*, Nº 156, pp. 557-582.
- GÓMEZ-BEZARES F. (1993). "La empresa y los nuevos instrumentos financieros", *Alta Dirección*, enero-febrero. pp. 2238-2250.
- GÓMEZ-BEZARES F., MADARIAGA J.A. y UGARTE J.V. (1988). "La eficiencia en el mercado bursátil español." *Actualidad Financiera*, Nº 42, noviembre pp. 2238-2250.
- GÓMEZ-BEZARES, F.(1991). *Dirección Financiera. Teoría y aplicaciones*. Editorial Desclee de Brouwer, S.A. 2º edición, España, p. 165.
- GONZÁLEZ S. y MASCAREÑAS J (1999). "La globalización de los mercados financieros". *Noticias de la Unión Europea*, Universidad Complutense de Madrid, Nº 172, pp. 15-135.
- GRAHAM, B. y DODD D. (1934). "*Security Analysis: The Classic 1934 Edition*". McGraw-Hill Trade.



- GRIEB T. y REYES M.G. (1999). "Random Walk Test for Latin American equity indexes and individual firms." *The Journal of Financial Research*, volumen XXII, N° 4, pp. 371-383.
- GUARDIA YAMOTO, G. (2005). "Eficiencia y Gobierno Corporativo en los mercados de valores latinoamericanos". *CESLA*. Pontificia Universidad Católica del Perú.
- GULTEKIN, M. y GULTEKIN, N (1983). "Stock Market Seasonality: International Evidence", *Journal of Financial Economics*. Vol 12, pp. 469-481.
- HARRISON B. y PATON D. (2007). "Do fat tails matter in GARCH estimation: testing market efficiency in two transition economies". *Economic Issues*, volumen 12, parte 2, pp. 15- 26.
- HASAN M.S (2004). "On the validity of the Random Walk Hypothesis applied to the Dhaka Stock Exchange". *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, volumen 7, N° 8, pp. 1069-1085.
- HASAN T., KADAPAKKAM P.R y MA Y. (2003). "Tests of Random Walk for Latin American Stock Markets: Additional Evidence". *Latin American Business Review*, volumen 4(2), pp.37-53.
- HASSAN K, HAQUE M. y LAWRENCE S. (2006). "An Empirical Analysis of Emerging Stock Markets of Europe". *Quarterly Journal of Business & Economics*, Vol. 45, N° 1 y 2, pp. 31-51.
- HAUG M. y HIRSCHEY M. (2006). "The January Effect". *Financial Analysis Journal*, volumen 62, número 5, pp. 78-88.
- HOOI HOOI, L. (2007). "Do Asian Stock Markets Follow a Random Walk? Evidence from LM Unit Root Tests with One and Two Structural Breaks. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, volumen 10, N° 1, pp. 15-31.
- HUNG J.C. (2009). "Deregulation liberalization of the Chinese stock market and the improvement of market efficiency". *The Quartely Review of Economics and Finance*, N° 49, pp. 843-857.
- HUNG, D. C-H y SHACKLETON M. y Xu, X. (2004)."CAPM, Higher Co-moment and Factor Models of UK Stock Returns" *Journal of Business Finance & Accounting*, volumen 31, número 1-2, pp. 87–112.

- ISLAM A. y KHALED M. (2005). "Tests of Weak-Form Efficiency of the Dhaka Stock Exchange". *Journal of Business Finance and Accounting*, 32(7), pp. 1613-1624.
- JACQUILLAT, B. y SOLNIK B. (1975). "*Mercados Financieros y Gestión de Carteras de Valores*", Editorial Tecniban S.A., Madrid, p. 22.
- JAGANNATHAN R. y WANG z. (1996). "The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns" *The Journal of Finance*, 51, pp. 3-53.
- JARRET J.E. (2008). "Random Walk, capital market efficiency and predicting stock returns for Hong Kong Exchanges and Clearing Limited". *Management Research News*. Vol. 31 N° 2, pp. 142-148.
- JARRETT J.E y KYPER E. (2006). "Capital market efficiency and the predictability of daily returns". *Applied Economics*, 38, pp. 631-636.
- JASIC T. y WOOD D. (2006). "Testing for Efficiency and Non-linearity in Market and Natural Time Series". *Journal of Applied Statistics*, Volumen 33, N° 2, pp. 113-138.
- KEEF S.P. y ROUSH M.L (2005). "Day-of-the-week effects in the pre-holiday returns of the Standard & Poor's 500 stock index". *Applied Financial Economics*, 15, pp. 107-119.
- KENDALL, M. (1953). "The Analysis of Economics Times Series". Part I. *Journal of Royal Statical Society*, 96, pp. 11-25.
- KRISTJANPOLLER R.W. (2007). "El efecto enero en el mercado bursátil chileno. Análisis período 1985-2006". *Análisis Financiero*. N° 103. Primer cuatrimestre, pp. 52-58.
- KUMAR R. y DHANKAR R.S. (2010). "Empirical Analysis of Conditional Heteroskedasticity in Time Series os Stock Returns and Asymmetric Effect on Volatility" *Global Business Review*, 11:1, pp. 21-33.
- KWIATKOWSKI, PHILLIPS, SCHMIDT y SHIN (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root", *Journal Econometrics* 54, pp.159-178.
- KYRTSOU C., LEONTITSIS A. y SIRIOPOULOS C. (2006). "Exploring the impact of calendar effects on the dynamic structure and forecasts of financial time

- series". *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, volumen 9, N° 1, pp. 1-22.
- LETTAU M. y LUDVIGSON S. (2001). "Resurrecting the (C)CAPM: A Cross-Sectional Test When Risk Premia Are Time-Varying" *Journal of Political Economy*, volumen 109, número 6, pp. 1238-1287.
- LEWELLEN J. y NAGEL S. (2006). "The conditional CAPM does not explain asset-pricing anomalies" *Journal of Financial Economics*, volumen 82, número 2, pp. 289-314.
- LI H. y ROSSER J.B. Jr. (2004). "Market dynamics and stock price volatility". *The European Physical Journal B*. 39, pp. 409-413.
- LINTNER J (1965). "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets", *Review of economics and statistics*, febrero, pp. 13-37.
- LJUNG, G. M. y BOX, G. E. P. (1978). "On a measure of lack of fit in time series models". *Biométrica*, 65, 2, pp. 297-303.
- LO A, MACKINLAY AC (1978). "Stock markets prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test". *Review Financial Studies* 1, pp. 41-66.
- MANDELBROT, B. (1963). "The Variation of Certain Speculative Prices". *Journal of Business*, N° 36, octubre, pp. 394-419.
- MARKOWITZ, H (1952). "Portfolio Selection". *Journal of Finance*. Volumen 7, número 1, pp. 77-91.
- MARTÍNEZ ABASCAL, E. (1993). "*Eficiencia Débil del mercado bursátil español y comparaciones internacionales*", Editorial Afanias. Publicación de la Bolsa de Madrid, volumen 3. Madrid.
- MASCAREÑAS J. y GONZÁLEZ F.S. (2007). "Análisis de la globalización de los mercados financieros con especial referencia a la evolución reciente de la correlación entre ellos." *CLM Economía*, N° 10, pp. 287-310.
- MILLER M-H- Y SCHOLES M. (1972). "Rates of return in relation to risk: a re-examination of some recent findings" en Jensen, ed., *Studies in the theory of*

capital markets, Praeger, Nueva York, pp. 47-78.

MIRANDA T.B. y BLASS S.R.(2006). "Persistence and mean reversion: analyzing sector indices for Brazil". *Economía Aplicada*, volumen 10 N° 2. Ribeirao Preto. Junio, pp. 1-13.

MLAMBO C. y BIEKPE N. (2006). "Seasonal effects: Evidende from emerging African stock markets". *S.Afr.J.Bus.Manage*, 37(3), pp. 41-52.

MOORE, A. (1962). *A Statistical Analysis of Common Stock Prices*. Tesis Doctoral no publicada. Graduate School of Business. Universidad de Chicago.

MOSSIN J. (1966). "Equilibrium in a capital asset market". *Econometrica*, octubre, pp. 768-783.

NARAYAN P. y PRASAD A. (2007). "Mean Reversion in Stock Prices: New Evidence from Panel Unit Root Tests for Seventeen European Countries". *Economics Bulletin*, volumen 3, N° 34, pp. 1-6.

NARAYAN P.K. (2005). "Are the Australian and New Zealand stock prices nonlinear with a unit root?". *Applied Economics*, 37, pp. 2161-2166.

NARAYAN P.K. (2006). "Are bilateral real Exchange rates stationary? Evidence from Lagrange multiplier unit root tests for India". *Applied Economics*, 38, pp. 63-70.

NARAYAN P.K. (2008). "Do shocks to G7 stock prices have a permanent effect? Evidence from panel unit root tests with structural change". *Mathematics and Computers in Simulation*, 77, pp. 369-373.

NARAYAN P.K. y SMYTH R. (2004). "Is South Korea's stock market efficient?". *Applied Economics Letters* 11. pp. 707-710.

NARAYAN P.K. y SMYTH R. (2005). "Are OECD stock prices characterized by a random walk? Evidence from sequential trend break and panel data models". *Applied Financial Economics*, N° 15, pp. 547-556.

- NARAYAN, P.K. (2006). "The behaviour of US stock prices: Evidence from a threshold autoregressive model". *Mathematics and Computers in Simulation*, 71, pp. 103-108.
- NERIZ J. L. (1998). "Eficiencia en el mercado de valores Chileno". Tesis doctoral de la Universidad Autónoma de Madrid.
- OJAHK, KAREMERA D (1999). "Random Walks and market efficiency tests of Latin American emerging equity markets: A revisit". *The Finance Review* 34, pp. 57-72.
- OSBORNE, M. (1962). "Periodic Structure in the Brownian Motion in The Stock Prices". 1962. *Operations Research*, Vol. 10, No. 3., pp. 345-379
- OSBORNE, M.F. (1959). "Brownian Motion in the Stock Market". *Operation Research*, Vol. 7, marzo-abril, pp. 145-173.
- OZDEMIR Z.A. (2008). "Efficient market hypothesis evidence from a small open-economy". *Applied Economics*, 40, pp. 633-641.
- PANAGIOTIDIS T. (2005). "Market capitalization and efficiency. Does it matter? Evidence from the Athens Stock Exchange. *Applied Financial Economics*, 15, pp. 707-713.
- PAYNE J.M. y SAHU A.P. (2004). "Random Walks, cointegration, and the transmission of shocks across global real estate and equity markets". *Journal of Economics and Finance*, volumen 28, número 2, pp.198-210.
- PEIRÓ GIMÉNEZ A. (1993). "Movimientos estacionales en el mercado de valores español". *Instituto Valencias de Investigaciones Económicas*. WP-EC 93-10, pp. 1-29.
- PEÑA, J.I. (1992) "Contratación Asíncrona, Riesgo Sistemático y Contrastes de Eficiencia". *Cuadernos económicos del I.C.E*, N° 50, pp. 81-89.
- PHILLIPS P.C.B. y PERRON P. (1988). "Testing for a Unit Root intime Series Regressions". *Biometrika* 75, pp. 335-346.

- POVEDA F.F. (2004). "Earnings Management vs Transparencia Informativa". *Análisis Financiero*, N° 94, pp. 100-106.
- PREDA A. (2004). "Informative Prices, Rational Inverstors: The Emergence of the Random Walk Hipothesis and the Nineteenth-Century "Science of Financial Investments". *History of Political Economy*, 36:2, pp. 351-386.
- RAHMAN A.H. y SAADIS. (2007). "Is south Korea's stock market efficient? A note". *Applied Economics Letters*, 14, pp. 71-74.
- RAYHORN C., HASSAN M.K., YU J.S., y JANSON K.R. (2007). "Emerging Market Efficiencies: New Zealand's Maturation Experience in the Presence of Non-Linearity, thin Trading and Asymetric Information". *International Review of Finance*, número 7:1-2, pp. 21-34.
- ROBERTS H. (1967) "Statistical versus Clinical Prediction of the Stock Market". Unpublished paper presented to the Seminar on the Analysis of Security Prices, University of Chicago, May. 1967.
- ROBERTS H., (1959). "Stock Market Patterns and Financial Analysis: Methodological Suggestions" *The Journal of Finance* XIV, marzo, pp. 1-10.
- RODRÍGUEZ L.M. y FERMÍN J.S..(2006). "Mercado eficiente y caminata aleatoria en la Bolsa de Valores de Caracas". *Asociación Interciencia*, Caracas Venezuela, diciembre, año/vol. 31, número 012, pp. 888-893.
- ROSEFF M. y W KINNEY (1976). "Capital Market Seasonality: The case of Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, November., pp. 379-402.
- ROSSI M.A. (2000). "La hipótesis de eficiencia en los mercados de acciones. El caso del mercado de valores de Buenos Aires". *Económica*. La Plata. Volumen XLVI, N° 1, pp. 37-69.
- RUBIO I.G. y BASARRATE B. (1990). "A note on the seasonality in the risk-return relationship". *Investigaciones Económicas*, volumen 14, N° 2, pp. 311-318.
- RUÍZ M. R. y DE LA TORRE G.A. (2007). "Determinación y análisis de la tendencia y el ciclo en las series bursátiles". *Análisis financiero*. N° 104, segundo cuatrimestre, pp. 14-25.

- SAMPAIO FRANCO DE LIMA, G.A., SARTO MARZAL J.L, BARBOSA A, SIQUEIRA LIMA, I. Y CORRAR L.J (2006). “El estudio del anuncio de la adhesión a los niveles diferenciados de gobierno corporativo con la utilización de estudio del evento”. VI Conferencia Internacional de Finanzas, Santiago mayo de 2006, p.95.
- SAMUELSON P. (1965). “Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly”. *Industrial Management Review*, Vol. 6, pp. 41-49.
- SÁNCHEZ FERNÁNDEZ DE V. L.L. (2007). “Curso de bolsa y mercados financieros” *Instituto Español de Analistas Financieros*. Cuarta edición actualizada. Editorial Ariel S.A. Barcelona, España, p. 541.
- SANSORES G. E (2006). “Eficiencia informativa y mercados financieros emergentes: evidencia empírica del mercado accionario mejicano” *Revista de Investigaciones en Ciencias Sociales, Económicas y Administrativas*, número 4, pp. 119-124.
- SANTAMASES, M (1996). “An investigation of te Spanish stock market seasonalities”, *Journal of Business Finance and Accounting*, 13. Pp. 267-276.
- SARKAR N. y MUKHOPADHYAY D (2005). “Testing Predictability and Nonlinear Dependence in the Indian Stock Market”. *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 41, N° 6, pp. 7-44.
- SARMA S.N. (2004). “Stock Market Seasonality in an Emerging Market”. *Vikalpa*, volume 29, N° 3, Julio – septiembre, pp. 35-41.
- SELF J.K. y MATHUR I. (2006). “Asymmetric Stationarity in National Stock Market Indices: An MTAR Analysis”. *Journal of Business*, volumen 79, N° 6, pp. 3153-3174.
- SHARPE W. (1963). “A Simplified Model for Portfolio Analysis” *Management Science* Volumen 9 número 2, pp. 277–293.
- SHARPE W.F. (1964). “Capital asset prices: A Theory of market equilibrium under conditions of risk”. *Journal of finance*, septiembre, pp. 425-442.
- SILVAPULLE P. (2004). “Testing for Seasonal Behavior of Monthly Stock Returns: Evidence from Internacional Markets”. *Quarterly Journal of Business &*

*Economics*, Volumen 43, N° 1 y 2, pp. 93-109.

SMITH K.L., (2002). "Government Bond Market Seasonality, Diversification and Cointegration: International Evidence". *Journal of Financial Research*. Vol. 25, N° 2, pp. 203-221.

SQUALLI J. (2006). "A non-parametric assessment of weak-form efficiency in the UAE financial markets". *Applied Financial Economics*, 16, pp. 1365-1373.

TSUTSUI Y., HIRAYAMA K., TANAKA T. y UESUGI N. (2007). "Special Quotes Invoke Autocorrelation in Japanese Stock Prices". *Asian Economic Journal*, volumen 21, N° 4, pp. 369-386.

URRUTIA, J.L. (1994). "Time Series Properties of Four Latin American Equity Markets: Argentina, Brazil, Chile and México". *Estudios de Administración*, Universidad de Chile, Santiago. Vol. 1, N° 2, pp. 1-9.

VON NEUMANN J. y MORGENSTERN O. (1944). "*Theory of Games and Economic Behavior*" Princeton University Press.

WESTON J. y COPELAND T. (1995). "*Finanzas en Administración*". Novena edición. Volumen I. Editorial Mc Graw Hill, p.111-116.

ZHANG T., LI J. y MALONE P. (2004). "Closed-End Fund Discounts in Chinese Stock Markets". *The Chinese Economy*, Volumen 37, N° 3, pp. 17-38.

ZIVOT, E. y ANDREWS, D. W.K., (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, volumen 10, N° 3, pp. 251-270.



## **Fuentes electrónicas:**

Acciones e inversores de Telefónica.

[http://www.telefonica.com/es/shareholders\\_investors/jsp/home/home.jsp](http://www.telefonica.com/es/shareholders_investors/jsp/home/home.jsp) Fecha de la consulta: 1º de junio de 2010.

Banco Central de Venezuela. <http://www.bcv.org.ve/> Fecha de la consulta: 19 de abril de 2008.

Banco de Méjico <http://www.banxico.org.mx/portal-mercado-valores/index.html> Fecha de la consulta: septiembre de 2011.

Banco de Méjico. <http://www.banxico.org.mx/estadisticas/estadisticas-politica-monetar.html> Fecha de la consulta: 16 de abril de 2008.

Banco de Méjico.

<http://www.banxico.org.mx/SieInternet/consultarDirectorioInternetAction.do?accion=consultarCuadro&idCuadro=CF372&sector=6&locale=es> Fecha de la consulta: 22 de abril de 2010.

Boletín estadístico del Banco de España.

[http://www.bde.es/webbde/es/secciones/informes/boletines/Boletin\\_Estadist/ano\\_actual/](http://www.bde.es/webbde/es/secciones/informes/boletines/Boletin_Estadist/ano_actual/) Fecha de consulta: septiembre de 2011.

Bolsa de Valores de Madrid.

<http://www.bolsamadrid.es/esp/contenido.asp?menu=4&enlace=/esp/indices/igbm/igbm2002.htm> Fecha de la consulta 10 de marzo de 2008.

Bolsa Mejicana de Valores.

[http://bmv.com.mx/wb3/wb/BMV/BMV\\_ipc\\_principales/rid/1129/mto/3/url/BMVAPP/indicesNavegacion.jsf](http://bmv.com.mx/wb3/wb/BMV/BMV_ipc_principales/rid/1129/mto/3/url/BMVAPP/indicesNavegacion.jsf) Fecha de la consulta: 22 de junio de 2011.

BUESA M., VALIÑO A., HEIJS J., BAUMERT T. y GONZÁLEZ G. J (2006).” Impacto de los atentados terroristas del 11-M sobre los mercados de valores”. Instituto de Análisis Industrial y Financiero. Documento de trabajo N° 55. <http://eprints.ucm.es/7941/1/55.pdf> Fecha de la consulta: 13 de abril de 2009.

DE LA LOMA A. (2008). “¿Son eficientes los mercados financieros?”.

[www.hispatrading.com](http://www.hispatrading.com) Fecha de la consulta: 28 de enero de 2008.

Diario el País “Francia denuncia un "fraude masivo" por uso de información privilegiada en EADS”.

[http://www.elpais.com/articulo/economia/Francia/denuncia/fraude/masivo/uso/informacion/privilegiada/EADS/elpepueco/20071004elpepueco\\_2/Tes](http://www.elpais.com/articulo/economia/Francia/denuncia/fraude/masivo/uso/informacion/privilegiada/EADS/elpepueco/20071004elpepueco_2/Tes). Fecha de la consulta: 26 de marzo de 2008.

Diario El País 03/10/2003. “El Banco de España avisa del riesgo de un ajuste brusco en la vivienda”

[http://www.elpais.com/articulo/economia/Banco/Espana/avisa/riesgo/ajuste/brusco/vivienda/elpepieco/20031003elpepieco\\_3/Tes](http://www.elpais.com/articulo/economia/Banco/Espana/avisa/riesgo/ajuste/brusco/vivienda/elpepieco/20031003elpepieco_3/Tes) Fecha de consulta: 08 de septiembre de 2007.

Empresa Adolfo Domínguez.

[http://www.adolfodominguez.com/indexAD.php?id\\_doc=Home&est=0&id\\_est=0&lg=ES&tod=no](http://www.adolfodominguez.com/indexAD.php?id_doc=Home&est=0&id_est=0&lg=ES&tod=no) Fecha de consulta: 03 de junio de 2010.

Empresa Acerinox.

[http://www.acerinox.es/Grupo\\_Acerinox/Descripcion/index.html?\\_setlocale=es](http://www.acerinox.es/Grupo_Acerinox/Descripcion/index.html?_setlocale=es) Fecha de la consulta: 15 de abril de 2010.

Empresa Azkoyen. <http://www.azkoyen.com/quienes-somos> Fecha de la consulta: 15 de abril de 2010.

Empresa Campofrio.

[http://www.campofrio.es/portal/page/portal/PAGINAWEB/COMPANIA/HISTORIA\\_CAMPOFRIO](http://www.campofrio.es/portal/page/portal/PAGINAWEB/COMPANIA/HISTORIA_CAMPOFRIO) Fecha de consulta: 03 de junio de 2010.

Empresa Campofrio.

[http://www.campofriofoodgroup.com/portal/page/portal/Campofrio\\_Food\\_Group/Investors%20info/Investors%20info%20presentation/Economic%20Information/PERIODIC\\_PUBLIC\\_INFORMATION](http://www.campofriofoodgroup.com/portal/page/portal/Campofrio_Food_Group/Investors%20info/Investors%20info%20presentation/Economic%20Information/PERIODIC_PUBLIC_INFORMATION) Fecha de la consulta: 10 de junio de 2010.

Empresa CEMEX <http://www.americamovil.com/amx/es/cm/about/intro.html?p=1&s=7> Fecha de la consulta: 19 de julio de 2010.

Empresa CEMEX <http://www.cemex.com/ES/AcercaCemex/Historia.aspx> Fecha de la consulta: 19 de julio de 2010.

Empresa Ferrovial. <http://www.ferrovial.com/es/Nuestra-compania/Historia> Fecha de la consulta: 03 de junio de 2010.

Empresa Fomento Econom UTS (FEMSA). <http://www.femsa.com/es/about/history/> Fecha de la consulta: 12 de julio de 2010.

Empresa Grupo Carso. <http://www.carso.com.mx/> Fecha de la consulta: 15 de julio de 2010.

Empresa ICA <http://www.ica.com.mx/nuevo/historia.html> Fecha de la consulta: 15 de julio de 2010.

Empresa La Seda B.B. [http://www.laseda.es/index2.php?lang=es&ID\\_cat=174](http://www.laseda.es/index2.php?lang=es&ID_cat=174) Fecha de consulta: 03 de junio de 2010.

Empresa Lingotes especiales.

<http://www.lingotes.com/contenidos/content.asp?contentid=33&nodeid=33>

Fecha de la consulta: 03 de junio de 2010.

Empresa Metrovacesa

<http://www.metrovacesa.com/Web/corporativo/accionistas/resultados/magnitudes/cuenta-resultados/>

Fecha de la consulta: 31 de mayo de 2010. La información financiera de la empresa está publicada oficialmente por la empresa hasta el año 2008, es decir, no hemos podido ver el resultado del ejercicio económico 2009.

Empresa Mexichem <http://www.mexichem.com.mx/#> Fecha de la consulta: 18 de julio de 2010.

Empresa Repsol YPF. [http://www.repsol.com/es\\_es/corporacion/conocer-repsol/perspectiva\\_historica/](http://www.repsol.com/es_es/corporacion/conocer-repsol/perspectiva_historica/) Fecha de la consulta: 03 de junio de 2010.

Empresa Soriana B <http://www1.soriana.com/site/default.aspx?p=4> Fecha de la consulta: 19 de julio de 2010.

Empresa Televisa <http://www.televisa.com/quienes-somos/> Fecha de la consulta: 19 de julio de 2010.

Empresa TELMEX <http://www.telmex.com/mx/corporativo/index.html> Fecha de la consulta: 19 de julio de 2010

Empresa TV Azteca <http://www.tvazteca.com/index.html> Fecha de la consulta: 19 de julio de 2010.

Empresa Unipapel. <http://www.unipapel.com/> Fecha de consulta: 03 de junio de 2010.

Empresa Uralita.

<http://www.uralita.com/Inicio/Informaci%C3%B3nGeneralGrupo/Descripci%C3%B3ndelGrupoUralita/tabid/93/Default.aspx> Fecha de la consulta: 03 de junio de 2010.

Empresa WALMEX <http://www.walmartmexico.com.mx/historia.html> Fecha de la consulta: 19 de julio de 2010.

Empresa Zardoya Otis. <http://www.otis.com/site/es-esl/Pages/SobreOtis.aspx?menuId=6> Fecha de la consulta: 03 de junio de 2010.

Empresa Zeltia. <http://www.zeltia.com/> Fecha de la consulta: 15 de abril de 2010.

Empresas del Consorcio ARA.

<http://www.consorcioara.com.mx/Compania/PerfilCorpeHist/PerfilCorpHistoria.asp> Fecha de la consulta: 20 de julio de 2010.

Empresas del Grupo Alfa. <http://www.alfa.com.mx/NC/historia.htm> Fecha de la consulta: 20 de julio de 2010.

Empresas del Grupo BIMBO.

<http://www.grupobimbo.com/display.php?section=1&subsection=3> Fecha de la consulta: 19 de julio de 2010.

Empresas del Grupo Elektra

<http://www.grupoelektra.com.mx/Whatis/History.aspx?lang=es> Fecha de la consulta: 19 de julio de 2010.

Empresas del Grupo Financiero Banorte.

<http://www.banorte.com/portal/personas/informacion.web?grupo=4&elemento=5> Fecha de la consulta: 19 de julio de 2010.

Empresas del grupo Grupo Simec. <http://www.gsimec.com.mx/nosotros.htm> Fecha de la consulta: 18 de julio de 2010.

Empresas del Grupo México <http://www.gmexico.com.mx/nosotros/historia.php> Fecha de la consulta: 15 de julio de 2010.

ESPINOSA C, PARISI F., PARISI A. (2005). "Evidence Of Chaotic Behavior In American Stock Markets". Munich Personal RePEc Archive. Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/2794/> Paper N° 2794, posted 07 Noviembre de 2007.

ESPINOSA, C (2008). "Efecto fin de semana en el mercado bursátil chileno". Informe de negocios N° 52. Universidad Santo Tomás de Santiago de Chile. <http://www.economiaonline.cl/finanzas/efecto-fin-de-semana-en-el-mercado-bursatil-chileno/> fecha de consulta 27 de febrero de 2008.

Federal Reserve Economic Data - FRED. 3-Month Treasury Bill: Secondary Market Rate. <http://research.stlouisfed.org/fred2/> Fecha de la consulta: septiembre de 2011.

Fundación para la innovación tecnológica en la empresa y en la sociedad española. <http://www.cotec.es/index.php/pagina/publicaciones/buscar-por-temas/show/id/143/titulo/informes-anales> Fecha de la consulta: 10 de septiembre de 2010.

Informes económicos del Banco de España.

<http://www.bde.es/webbde/es/secciones/informes/index.html> Fecha de la consulta: 08 de septiembre de 2007.

LAM K, MEI W.M.C. & WONG W. (2005). "New Variance Ratio Test to Identify Random Walk from the General Mean Reversion Model". Working paper N° 0514. National University of Singapore.

<http://www.fas.nus.edu.sg/ecs/pub/wp/wp0514.pdf> Fecha de la consulta: 15 de febrero de 2008.

Ley de la Comisión Nacional Bancaria y de Valores. Última actualización de fecha 15/06/2007. [http://www.cnbv.gob.mx/seccion.asp?sec\\_id=10&com\\_id=0](http://www.cnbv.gob.mx/seccion.asp?sec_id=10&com_id=0)

Ley del Mercado de Valores. Última actualización de fecha 28/06/2007.

[http://www.cnbv.gob.mx/seccion.asp?sec\\_id=10&com\\_id=0](http://www.cnbv.gob.mx/seccion.asp?sec_id=10&com_id=0)

LUMHOLDT H. (2004). “Mercados financieros y terrorismo: la situación tras el atentado terrorista en Madrid”. Real Instituto Elcano de Estudios Internacionales y Estratégicos. Área: Economía Internacional / Terrorismo Internacional, ARI N° 48/2004, pp. 1-4.

[http://www.realinstitutoelcano.org/wps/portal/rielcano/contenido?WCM\\_GLOBAL\\_CONTEXT=/Elcano\\_es/Zonas\\_es/Defensa+y+Seguridad/ARI+48-2004](http://www.realinstitutoelcano.org/wps/portal/rielcano/contenido?WCM_GLOBAL_CONTEXT=/Elcano_es/Zonas_es/Defensa+y+Seguridad/ARI+48-2004)

Fecha de consulta: 12 de abril de 2009.

Martínez, R. (2009). “Aumenta desempleo en México durante enero de 2009”. en IBT Times <http://mx.ibtimes.com/articles/20090225/desempleo-despidos-mexico-enero.htm> Fecha de la consulta: 15 de abril de 2010.

Noticias Terra. “Cronología del caso Gescartera”

[http://actualidad.terra.es/nacional/articulo/cronologia\\_gescartera\\_caso\\_2347959.htm](http://actualidad.terra.es/nacional/articulo/cronologia_gescartera_caso_2347959.htm). Fecha de consulta: 28 de marzo de 2008.

Observatorio Calidade de Galicia.

<http://www.observatoriogalicia.org/calidade/referencial.asp> Fecha de la consulta: 03 de junio de 2010.

Organización de Países Exportadores de Petróleo (OPEP). <http://www.opec.org/home/> Fecha de la consulta: 15 de febrero de 2008.

Organización de Países Exportadores de Petróleo. [http://www.opec.org/opec\\_web/en/](http://www.opec.org/opec_web/en/) Fecha de la consulta: 15 de febrero de 2010.

Resolución del Parlamento Europeo sobre las consecuencias económicas de los atentados del 11 de septiembre de 2001 (2001/2240(INI)).

<http://www.europarl.europa.eu/sides/getDoc.do?pubRef=-//EP//NONSGML+TA+P5-TA-2002-0080+0+DOC+PDF+V0//ES> Fecha de consulta: 09 de abril de 2009.

Sistema de Reserva Federal de los Estados Unidos. <http://www.federalreserveonline.org/> Fecha de la consulta: 18 de febrero de 2010.

SWOBODA C.(2001). “La hipótesis del Random Walk en el Mercado de Valores de la Argentina. Período 1992-2000”. <http://cdi.mecon.gov.ar/biblio/docolec/uncor/DT7.pdf> Fecha de la consulta: 19 de abril de 200



## Apéndices

## A. Rentabilidad mensual de los títulos y mercado estadounidense (2000-2009)

Fecha	APPLE	AVON	Bank of New York	Boeing Company	Bristol Myers Squibb	Caterpillar Inc.	Chevron Texaco Corp.	Cisco Systems	Citigroup Inc.	Coca Cola Enterprises	Ford Motors Company	General Electric Co.	Intel Corp.	King Pharmaceuticals Inc.	Marriott International Common St	Merck & Co.	Microsoft Corp.	Pfizer Inc.	Walt Disney Co.	Whirlpool Corporation Common St	S&P <sub>500</sub>	S&P <sub>100</sub>
Ene-00	0,93	-3,59	2,42	7,39	3,62	-9,22	-3,46	2,22	2,35	25,50	-5,72	-13,42	20,21	5,24	-1,57	17,01	-16,17	11,57	24,15	-10,48	-5,09	-4,86
Feb-00	10,49	-13,82	-18,14	-16,69	-13,58	-17,43	-9,92	20,73	-8,93	-7,42	-16,34	-1,21	14,24	-19,19	-11,31	-21,70	-8,69	-11,01	-6,36	-6,17	-2,01	-2,07
Mar-00	18,46	8,02	24,97	2,33	-0,20	12,52	23,78	16,96	15,68	-7,59	10,38	17,91	16,77	-33,93	14,55	1,40	18,90	13,81	21,29	7,95	9,67	10,35
Abr-00	-8,66	41,95	-0,88	5,00	-7,87	0,79	-7,91	-10,32	-1,20	-1,19	20,27	1,04	-3,90	56,76	1,57	11,87	-34,36	15,23	5,79	11,09	-3,08	-4,13
May-00	-32,28	0,00	14,31	-1,25	5,01	-3,00	9,34	-17,87	5,39	-19,64	-11,31	0,41	-1,65	10,90	13,25	7,78	-10,29	5,82	-3,31	-12,49	-2,19	-2,54
Jun-00	24,71	7,70	-0,93	7,05	5,78	-11,38	-8,24	11,63	-3,12	-4,49	-7,82	0,69	7,22	19,94	-0,30	2,69	27,86	7,88	-8,00	-17,75	2,39	3,77
Jul-00	-2,98	-10,80	1,02	16,74	-10,99	1,44	-6,87	2,96	17,03	18,72	9,46	-2,20	-0,14	-29,20	10,18	-6,48	-12,72	-9,62	-0,66	-7,37	-1,63	-0,96
Ago-00	19,91	-0,80	12,03	10,21	2,69	7,94	7,83	4,86	10,71	-3,78	-9,21	13,42	12,20	7,27	-0,59	-2,01	0,00	-0,34	1,01	-11,28	6,07	5,72
Sep-00	-57,73	4,25	7,73	20,26	8,45	-15,68	0,87	-19,48	-7,40	-14,24	5,43	-1,16	-44,50	0,56	-7,61	6,52	-13,63	4,12	-1,80	2,27	-5,35	-8,17
Oct-00	-24,07	18,69	2,23	5,13	6,46	14,40	-3,66	-2,48	-2,66	15,22	3,63	-5,18	8,29	34,01	11,12	20,83	14,23	-3,83	-6,36	11,87	-0,49	-1,17
Nov-00	-15,64	-13,85	-4,12	2,06	13,72	12,09	0,47	-11,14	-5,11	19,66	-12,88	-9,58	-15,38	8,78	2,33	3,05	-16,70	2,79	-19,19	-9,24	-8,01	-7,14
Dic-00	-9,82	15,04	0,00	-4,43	6,69	20,41	3,12	-20,11	2,51	-13,41	3,04	-2,96	-21,01	6,04	2,12	1,38	-24,38	3,82	0,69	21,88	0,41	-1,55
Ene-01	45,30	-11,66	-0,49	-11,35	-15,97	-5,86	-1,35	-2,12	9,63	6,40	21,57	-4,08	23,09	-12,35	9,22	-12,22	40,74	-1,85	5,22	10,07	3,46	4,19
Feb-01	-15,63	0,85	-5,39	6,63	2,45	-5,89	3,62	-36,73	-11,92	12,31	-1,39	1,13	-22,79	1,29	-7,52	-2,40	-3,38	-0,09	1,63	1,36	-9,23	-10,42
Mar-01	20,94	-5,81	-4,91	-10,43	-6,33	6,68	2,52	-33,26	-8,52	-21,53	1,14	-9,65	-7,87	-11,21	-3,41	-4,94	-7,29	-9,00	-7,59	-5,46	-6,42	-7,66
Abr-01	15,50	5,39	1,88	10,94	-5,24	13,87	9,98	7,40	9,25	1,92	5,92	15,91	17,48	-22,45	11,27	0,10	23,87	5,74	5,78	11,57	7,68	9,10
May-01	-21,66	4,26	9,24	2,03	-3,15	7,92	0,14	13,43	4,56	-7,98	-17,41	0,98	-12,54	60,04	3,36	-3,48	2,10	-0,69	4,52	13,44	0,51	0,12
Jun-01	16,43	5,78	-12,09	-11,60	-3,57	-7,62	-5,77	-5,50	3,11	-1,72	0,80	0,00	8,27	6,27	0,14	-12,45	5,54	-6,62	-8,65	-0,61	-2,50	-2,20
Jul-01	-19,10	0,21	-6,15	5,28	13,65	10,83	0,98	5,60	-4,97	-10,57	3,75	-10,94	1,92	12,13	0,86	6,37	-9,33	2,92	-8,78	12,87	-1,07	-1,56
Ago-01	-1,38	-0,15	-11,52	-12,26	-0,29	-9,23	0,00	-15,04	-8,49	3,77	-21,02	-5,99	-6,15	-4,31	-8,18	-3,74	-13,81	-6,79	-3,47	-5,95	-6,41	-7,19
Sep-01	-16,29	0,26	-11,82	-34,57	-1,04	-10,42	-6,59	-25,41	-11,58	1,09	-12,70	-8,64	-26,87	-3,01	-23,67	2,31	-10,30	4,66	-26,80	-16,17	-8,17	-7,67
Oct-01	13,14	1,28	-2,32	-2,70	-3,35	0,55	4,46	38,92	12,38	19,60	-6,62	-2,12	19,44	-7,06	-6,19	-4,20	13,59	4,49	-0,18	6,63	1,81	2,13
Nov-01	21,30	2,33	15,35	8,22	0,58	6,09	-3,24	20,80	5,60	-4,68	18,02	5,75	33,86	2,18	20,07	6,19	10,44	3,62	10,15	11,99	7,52	7,42
Dic-01	2,82	-2,58	3,98	10,50	-5,13	10,18	5,43	-11,40	5,39	8,56	-17,02	4,58	-3,71	5,75	8,22	-12,76	3,18	-7,98	2,32	11,51	0,76	-0,09
Ene-02	12,88	5,80	0,88	5,59	-10,56	-3,10	-6,48	9,33	-5,77	-14,21	-1,96	-7,33	11,43	-13,60	0,37	0,64	-3,82	4,57	1,63	-0,85	-1,56	-1,85
Feb-02	-12,22	4,81	-8,14	12,73	3,61	10,41	1,61	-27,93	-4,52	7,30	-2,77	4,13	-18,48	-14,67	-3,23	3,64	-8,45	-1,38	9,17	3,79	-2,08	-1,93
Mar-02	9,12	5,78	11,64	4,98	-13,87	2,41	6,91	18,64	9,41	7,94	10,84	-2,85	6,53	12,72	13,91	-5,60	3,37	-3,00	0,38	0,59	3,67	2,75
Abr-02	2,53	2,82	-12,48	-7,58	-28,34	-3,30	-3,94	-13,47	-12,54	4,50	-3,00	-15,66	-5,94	-10,48	-2,13	-5,63	-13,33	-8,53	0,43	-0,79	-6,14	-7,87
May-02	-4,04	-4,85	-0,81	-3,99	8,08	-4,29	1,42	7,71	0,13	10,84	11,04	-1,28	-3,40	-13,69	-7,98	5,09	-2,59	-4,48	-1,18	-4,29	-0,91	-0,60
Jun-02	-23,95	-1,33	-7,03	5,51	-17,45	-6,38	1,43	-11,60	-10,27	1,71	-9,34	-6,12	-33,86	-17,74	-5,73	-10,75	7,44	1,15	-17,48	-8,46	-7,25	-7,38
Jul-02	-13,88	-11,46	-4,51	-7,75	-7,81	-7,91	-15,25	-5,45	-13,44	-15,66	-15,20	10,80	2,88	-4,67	-11,93	-2,04	-12,27	-7,56	-6,18	-12,22	-7,90	-6,38
Ago-02	-3,28	5,79	9,77	-10,30	6,49	-2,41	3,12	4,78	5,26	8,52	-12,59	-6,36	-11,19	0,47	-2,34	1,86	2,31	2,67	-11,57	-3,01	0,49	0,42
Sep-02	-1,76	-5,42	-18,25	-7,92	-4,64	-14,68	-9,63	-24,17	-9,44	5,31	-16,77	-17,68	-16,64	-14,73	-11,21	-8,82	-10,92	-12,25	-3,48	-17,09	-11,00	-11,62
Oct-02	10,76	5,18	-8,83	-12,85	4,63	10,76	-2,34	6,68	25,20	12,24	-12,68	2,46	24,49	-15,52	6,72	18,63	22,26	9,45	10,31	1,64	8,64	10,79
Nov-02	-3,49	6,32	16,72	15,10	7,68	22,11	0,15	33,45	5,23	-10,72	34,60	7,39	20,86	23,65	15,60	9,55	7,86	-0,38	18,69	16,13	5,71	6,13
Dic-02	-7,61	4,95	-21,06	-3,11	-11,56	-8,34	-0,80	-12,20	-9,48	2,21	-18,25	-9,54	-25,45	-9,43	-7,87	-4,13	-10,36	-3,01	-16,69	-2,91	-6,03	-7,12
Ene-03	0,28	-7,22	6,36	-4,27	1,89	-3,12	-3,14	2,06	-1,84	1,46	-0,99	-4,93	0,59	-14,60	-5,07	-2,15	-8,18	-0,22	7,27	-0,46	-2,74	-2,74
Feb-03	4,60	4,43	-9,97	-12,27	-1,26	6,87	0,75	4,56	-2,94	-8,41	-8,72	4,75	10,34	14,10	-3,18	-4,76	0,16	-1,77	-2,46	-4,56	-1,70	-1,67

Rentabilidad, riesgo y eficiencia de los mercados estadounidense, español, mejicano y venezolano (2000-2009)

Fecha	APPLE	AVON	Bank of New York	Boeing Company	Bristol Myers Squibb	Caterpillar Inc.	Chevron Texaco Corp.	Cisco Systems	Citigroup Inc.	Coca Cola Enterprises	Ford Motors Company	General Electric Co.	Intel Corp.	King Pharmaceuticals Inc.	Marriot International Common St	Merck & Co.	Microsoft Corp.	Pfizer Inc.	Walt Disney Co.	Whirlpool Corporation Common St	S&P <sub>500</sub>	S&P <sub>100</sub>
Mar-03	-5,86	9,73	-9,99	-9,07	-9,29	4,67	0,75	-7,15	3,34	-7,19	-9,69	6,01	-5,68	-28,78	5,52	4,57	2,17	4,49	-0,25	-0,48	0,84	0,89
Abr-03	0,57	1,95	30,07	8,86	22,42	7,63	-2,88	15,56	13,94	4,31	38,37	15,51	13,09	5,70	12,91	6,20	5,62	-1,31	9,63	9,11	8,10	8,48
May-03	26,30	5,15	9,42	13,06	0,27	-0,85	14,15	9,40	5,02	-3,85	1,97	-2,54	13,24	13,48	8,86	-4,45	-3,74	1,32	5,31	7,03	5,09	3,80
Jun-03	6,12	2,09	-0,65	11,89	6,05	6,74	1,76	2,32	4,35	-2,96	4,71	0,57	-0,05	3,14	-1,56	9,63	4,18	10,07	0,49	11,93	1,13	1,49
Jul-03	10,60	0,30	5,41	-3,49	-2,52	21,94	-0,10	16,08	5,47	-6,10	1,53	-0,83	19,63	2,03	7,01	-8,69	3,01	-2,30	11,03	1,70	1,62	1,81
Ago-03	7,31	3,08	-2,31	13,48	-3,16	6,46	2,04	-1,80	-3,23	8,47	4,53	3,99	14,95	-6,71	-0,66	-3,82	0,42	-9,91	-6,49	7,95	1,79	0,82
Sep-03	-8,40	0,72	-1,05	-8,17	1,14	-4,15	-1,93	2,35	4,98	3,29	-6,84	1,41	-3,74	7,83	5,56	1,32	4,80	1,52	-1,63	-2,60	-1,19	-0,95
Oct-03	10,42	5,28	7,82	12,10	-0,05	6,97	3,97	6,84	4,94	5,80	13,55	-2,65	19,70	-11,55	0,39	-12,57	-5,46	4,03	12,24	3,97	5,50	4,30
Nov-03	-8,65	1,12	-1,65	0,18	3,88	3,76	2,06	8,46	-0,78	2,42	8,83	-1,21	1,86	-3,66	6,07	-8,26	-1,63	6,75	2,00	-2,55	0,71	0,15
Dic-03	2,30	-1,48	7,95	9,80	9,65	9,18	15,03	6,74	3,21	6,14	21,17	8,78	-4,44	18,20	1,01	14,80	6,45	5,25	2,01	6,33	5,08	5,77
Ene-04	5,52	-6,19	-3,58	-0,95	-1,94	-5,47	-0,03	6,11	2,76	4,70	-8,56	8,55	-4,79	9,31	-3,95	3,02	1,02	3,67	2,88	4,55	1,73	1,73
Feb-04	6,03	11,97	3,92	4,28	-0,82	-3,04	3,17	-9,92	1,59	1,79	-5,44	-2,70	-4,21	15,53	0,57	1,01	-4,05	0,50	10,54	-3,37	1,22	0,75
Mar-04	13,04	7,45	-4,53	-5,29	-11,87	4,36	-0,66	1,77	2,86	3,85	-1,28	-6,16	-6,84	-12,61	-4,51	-7,37	-6,02	-4,36	-5,84	-5,57	-1,64	-2,38
Abr-04	-4,66	10,73	-6,86	3,92	3,59	-1,23	4,25	-11,29	-6,20	11,75	13,92	-1,86	-5,42	2,43	10,87	6,35	4,84	2,02	-7,82	-4,88	-1,68	-1,86
May-04	8,84	5,88	3,16	7,79	0,64	-3,07	-0,42	6,98	-3,45	2,00	-3,34	3,92	11,16	-22,55	4,57	0,66	0,37	-0,69	1,90	2,25	1,21	0,79
Jun-04	15,97	4,09	-1,95	11,57	-1,91	5,43	4,10	5,95	0,13	5,41	5,36	4,73	-3,33	-14,30	1,31	1,18	8,87	-3,01	8,60	3,10	1,80	1,60
Jul-04	-0,61	-6,77	-1,88	-0,69	-6,53	-7,00	1,64	-11,73	-4,30	-29,63	-5,30	2,62	-11,66	-1,40	-2,18	-4,51	-0,26	-6,78	-9,43	-8,98	-3,43	-2,92
Ago-04	6,68	3,02	3,75	3,32	3,64	-1,09	2,79	-10,33	5,64	1,22	-4,12	-1,37	-12,55	10,36	-2,78	-0,85	-3,89	2,81	-2,73	-1,38	0,23	0,20
Sep-04	12,35	-1,13	-2,13	-1,14	0,89	10,66	10,03	-3,52	-5,29	-8,30	-0,46	3,00	-5,79	-4,17	9,73	-26,00	1,29	-6,37	0,43	-1,73	0,94	-0,73
Oct-04	35,19	-9,44	12,00	-3,33	-0,99	0,63	-1,07	6,13	1,51	10,64	-6,48	1,60	11,00	-8,63	4,85	-5,09	1,14	-5,38	11,84	-2,22	1,40	1,08
Nov-04	27,98	-4,77	1,38	7,78	0,28	13,67	3,68	-2,39	0,86	-0,51	8,75	3,65	0,71	14,12	4,32	-10,52	6,86	-3,48	6,56	10,61	3,86	3,11
Dic-04	-3,97	3,11	1,56	-3,37	9,07	6,51	-3,84	3,04	7,65	0,41	3,26	3,83	4,49	-0,40	10,93	16,30	-0,33	-3,20	4,37	7,22	3,25	3,20
Ene-05	19,41	9,10	-10,53	-2,25	-7,50	-8,21	3,61	-6,63	1,81	5,30	-9,33	-1,00	-4,01	-15,24	0,33	-12,73	-1,67	-10,15	2,97	-1,37	-2,53	-1,81
Feb-05	16,67	1,69	1,83	9,15	6,78	6,68	14,90	-3,44	-1,85	-2,74	-3,97	-1,98	7,24	-9,13	1,45	12,98	-3,98	9,66	-2,40	-5,97	1,89	1,69
Mar-05	-7,11	0,40	-3,97	6,33	2,89	-3,81	-6,06	2,70	-5,82	-3,72	-10,38	2,47	-3,14	-12,98	4,45	3,37	-3,93	-0,10	2,84	6,26	-1,91	-2,19
Abr-05	-13,46	-6,67	-3,11	1,81	2,11	-3,24	-10,82	-3,47	5,49	-1,04	-18,74	0,37	1,21	-3,73	-6,16	4,71	4,68	3,40	-8,10	-8,37	-2,01	-1,62
May-05	10,26	-0,42	3,14	7,82	-2,46	6,89	4,34	12,33	0,30	7,76	9,50	0,77	15,02	18,25	7,65	-4,32	2,32	3,43	3,93	11,65	3,00	2,13
Jun-05	-7,42	-4,75	-0,15	3,29	-0,40	1,27	3,98	-1,65	-1,85	0,78	2,65	-4,43	-3,49	10,15	1,14	-3,90	-3,74	-1,17	-8,25	1,90	-0,01	-1,14
Jul-05	15,87	-13,59	7,67	0,02	0,00	13,64	3,73	0,37	-4,98	6,75	5,77	-0,42	4,31	7,01	0,40	0,84	3,10	-3,90	1,85	14,07	3,60	2,60
Ago-05	9,94	0,86	-0,68	1,90	-2,02	2,93	6,65	-7,99	0,62	-4,87	-7,12	-2,57	-4,96	31,84	-7,70	-7,89	7,23	-3,16	-1,77	-4,39	-1,12	-1,45
Sep-05	14,33	-17,74	-3,77	1,39	-1,70	5,88	5,42	1,70	4,01	-12,58	-1,15	0,82	-4,13	4,63	-0,16	-3,60	-6,00	-2,00	-4,20	-0,37	0,69	0,45
Oct-05	7,42	-0,04	7,13	-4,87	-10,98	-10,08	-11,84	-2,62	0,56	-3,07	-14,54	0,71	-4,67	0,33	-5,36	3,69	-0,13	-12,93	1,01	3,61	-1,77	-1,77
Nov-05	17,76	1,95	3,56	5,89	2,01	9,87	1,24	0,52	7,09	1,86	-2,24	5,34	13,89	1,94	8,38	5,53	8,03	-1,66	2,30	4,83	3,52	3,20
Dic-05	6,00	4,39	-1,70	3,01	6,42	-0,02	-0,96	-2,39	-0,05	-0,22	-5,08	-1,17	-6,43	7,57	3,82	8,20	-5,52	9,99	-2,84	2,33	-0,10	-0,79
Ene-06	5,04	-0,82	0,52	-2,75	0,38	17,99	4,61	8,47	-4,01	2,94	12,45	-6,55	-14,82	10,82	-0,49	8,45	7,62	10,14	5,59	-3,68	2,55	1,54
Feb-06	-9,30	2,55	7,64	6,86	1,35	7,63	-4,11	8,99	0,62	-0,43	-7,14	1,12	-2,62	-13,33	2,64	1,04	-4,21	2,97	10,59	11,29	0,05	0,35
Mar-06	-8,42	8,03	5,26	7,21	6,57	-1,73	2,64	7,07	1,84	3,79	-0,13	5,79	-5,54	6,15	0,45	2,19	1,28	-4,84	-0,37	2,36	1,11	1,19
Abr-06	12,23	4,60	-1,87	7,09	4,31	5,81	5,26	-3,32	6,85	-3,97	-11,42	-0,54	2,68	0,81	6,50	-2,31	-11,28	1,61	0,26	-1,87	1,22	1,38
May-06	-15,09	-2,23	-5,44	0,11	-3,27	-3,69	-1,17	-6,06	-1,29	0,65	3,04	-0,95	-9,38	2,24	-1,02	-2,16	-5,82	-5,68	9,10	0,67	-3,09	-2,47
Jun-06	-4,18	-2,22	-3,12	-1,62	5,32	2,10	3,79	-0,76	-2,13	3,94	-3,23	-3,08	5,45	-4,39	5,60	9,44	2,88	-0,82	-1,65	-8,08	0,01	-0,28



Fecha	APPLE	AVON	Bank of New York	Boeing Company	Bristol Myers Squibb	Caterpillar Inc.	Chevron Texaco Corp.	Cisco Systems	Citigroup Inc.	Coca Cola Enterprises	Ford Motors Company	General Electric Co.	Intel Corp.	King Pharmaceuticals Inc.	Marriott International Common St	Merck & Co.	Microsoft Corp.	Pfizer Inc.	Walt Disney Co.	Whirlpool Corporation Common St	S&P <sub>500</sub>	S&P <sub>100</sub>
Jul-06	18,67	-6,48	5,08	-5,48	-6,27	-4,44	6,00	-8,45	0,12	5,35	-3,05	-0,81	-5,28	0,12	-7,71	10,54	3,26	10,76	-1,05	-6,61	0,51	1,58
Ago-06	-0,16	-0,34	0,43	-2,88	-9,26	-6,37	-1,34	22,99	3,20	3,90	25,49	4,21	9,38	-4,70	7,24	1,62	7,20	7,02	-0,14	5,39	2,13	2,26
Sep-06	13,46	6,76	4,48	5,27	14,59	-0,83	0,71	4,50	0,63	-6,32	-3,35	4,38	5,10	4,99	2,60	3,34	6,42	2,87	4,27	3,95	2,46	2,99
Oct-06	5,33	-0,82	-1,88	1,29	0,44	-7,33	3,61	5,00	0,99	-3,85	2,35	-0,56	3,73	-1,76	8,10	8,39	4,98	-5,99	1,76	3,35	3,15	3,31
Nov-06	13,05	7,93	3,39	11,25	0,34	2,17	8,43	11,52	-0,16	2,42	-1,81	0,49	0,77	-1,20	8,08	-1,99	2,60	4,04	5,06	-1,40	1,65	1,42
Dic-06	-7,44	1,20	10,79	0,36	5,96	-1,13	1,67	1,56	12,31	-0,15	-7,63	6,26	-5,36	-3,69	5,84	-1,22	1,70	-5,78	4,63	-2,67	1,26	1,66
Ene-07	1,05	4,11	2,16	0,81	10,61	5,00	-0,89	-2,60	-1,01	0,52	8,26	-3,12	3,50	12,19	0,88	2,63	3,34	1,33	2,63	10,14	1,41	0,96
Feb-07	-1,31	7,13	1,56	-2,20	-8,40	0,56	-5,30	-2,55	-7,72	-2,15	-2,71	-2,42	-4,74	4,42	-0,47	-1,33	-8,39	-3,84	-2,63	-3,06	-2,18	-3,46
Mar-07	9,81	1,62	-0,20	1,90	5,23	4,04	7,94	-1,58	1,91	1,15	-0,25	1,31	-3,66	5,47	2,32	0,91	-1,05	1,18	0,55	-3,74	1,00	0,96
Abr-07	7,42	6,81	0,35	4,60	5,02	8,81	5,19	4,74	4,44	8,34	1,90	4,22	12,37	3,97	-7,65	16,45	7,40	4,79	1,60	24,87	4,33	4,73
May-07	21,43	-3,07	0,20	8,56	5,02	8,20	5,52	0,67	2,66	6,41	3,73	1,98	3,69	3,86	1,84	1,97	2,86	5,01	1,31	5,71	3,25	3,20
Jun-07	0,70	-4,28	2,18	-4,40	4,12	-0,36	3,37	3,45	-5,87	3,06	12,95	2,58	7,01	-3,67	-5,93	-4,36	-3,98	-7,01	-3,66	-0,41	-1,78	-1,38
Jul-07	7,96	-1,99	-2,62	7,56	-9,18	1,07	1,21	3,81	-9,22	-5,58	-9,66	1,27	-0,50	-16,86	-3,91	-0,29	-1,61	-8,04	-3,34	-8,17	-3,20	-2,46
Ago-07	5,10	-4,09	-4,97	-6,18	2,61	-3,85	3,66	10,41	1,84	5,13	-8,23	0,26	9,56	-11,64	6,91	1,05	-0,58	6,91	1,82	-5,15	1,29	1,73
Sep-07	10,82	9,24	9,16	8,57	-1,11	3,51	6,63	3,79	-0,43	1,93	8,71	7,25	0,42	-22,02	-1,98	3,83	2,56	-1,66	2,35	-7,58	3,58	3,93
Oct-07	23,77	9,20	11,27	-6,09	5,06	-4,42	-2,21	-0,21	-10,22	6,55	4,48	-0,60	4,03	-9,56	-5,41	12,70	24,93	0,75	0,69	-11,13	1,48	1,39
Nov-07	-4,07	0,63	-1,83	-5,81	-1,22	-3,63	-3,45	-15,25	-19,49	0,85	-15,33	-6,96	-2,64	-0,09	-8,79	1,88	-8,39	-2,28	-4,29	2,80	-4,40	-4,47
Dic-07	8,70	-3,68	1,67	-5,48	-10,49	0,92	6,34	-3,39	-11,59	0,24	-10,39	-2,35	2,22	-3,31	-8,68	-1,45	5,95	-4,29	-1,57	0,82	-0,86	-0,92
Ene-08	-31,66	-11,65	-4,08	-4,90	-12,15	-1,61	-10,80	-9,49	-3,20	-11,44	-1,34	-4,63	-20,88	2,44	5,20	-20,67	-8,44	2,74	-7,57	4,49	-6,12	-6,21
Feb-08	-7,64	9,53	-5,69	0,03	-1,77	1,89	4,84	-0,45	-15,85	6,01	-1,66	-5,42	-4,77	1,05	-5,17	-3,91	-16,25	-3,25	8,64	-0,59	-3,48	-4,58
Mar-08	14,78	3,89	-4,87	-10,18	-5,81	8,23	-1,50	-1,23	-9,66	-0,68	-12,40	11,66	6,08	-17,92	0,78	-13,59	4,37	-6,07	-3,20	2,85	-0,60	0,01
Abr-08	21,22	-1,34	4,89	14,11	4,63	5,07	12,64	6,43	17,97	-7,04	44,41	-11,64	5,08	7,93	0,03	0,26	0,48	-3,95	3,37	-16,14	4,75	4,45
May-08	8,51	0,62	2,30	-2,01	3,71	0,93	3,81	4,21	-12,25	-10,48	-17,68	-6,05	4,78	9,27	-4,04	2,41	-0,33	-2,17	3,61	1,84	1,07	-0,29
Jun-08	-11,29	-7,79	-15,03	-20,60	-9,91	-10,68	-0,02	-12,95	-23,44	-13,77	-29,26	-12,15	-7,35	2,05	-20,00	-2,29	-2,86	-9,77	-7,15	-16,21	-8,60	-9,08
Jul-08	-5,07	17,72	-5,53	-7,02	4,41	-5,25	-14,70	-5,46	13,43	-2,15	-0,21	5,97	3,30	9,93	-1,28	-12,70	-6,50	6,86	-2,73	22,62	-0,99	0,49
Ago-08	6,66	1,49	-2,51	7,95	1,04	1,74	2,86	9,37	1,63	0,79	-7,08	-0,66	3,72	-0,61	8,86	8,40	6,51	4,07	6,60	8,07	1,22	1,19
Sep-08	-32,96	-2,94	-5,86	-12,52	-2,27	-15,73	-4,46	-6,20	8,02	-1,33	16,59	-8,05	-18,11	-16,26	-7,24	-10,54	-2,20	-3,51	-5,14	-2,55	-9,08	-8,01
Oct-08	-5,34	-40,27	2,03	-8,60	0,05	-35,26	-9,55	-21,23	-32,61	-40,07	-57,88	-23,50	-14,37	-8,25	-19,99	-1,95	-16,33	-3,99	-15,56	-41,16	-16,94	-14,59
Nov-08	-13,87	-14,27	-8,43	-18,05	0,69	7,29	6,83	-6,92	-39,28	-7,90	22,83	-11,99	-13,18	9,33	-19,07	-13,65	-8,85	-5,56	-13,11	-14,70	-7,48	-6,74
Dic-08	-7,90	13,88	-6,22	0,07	13,89	8,98	-6,38	-1,45	-19,11	31,07	-14,87	-3,83	6,19	10,51	15,83	15,41	-3,81	7,77	2,28	4,99	0,78	-0,31
Ene-09	5,60	-14,87	-8,00	-0,83	-7,92	-30,20	-4,66	-8,16	-46,94	-6,63	-18,34	-25,13	-11,95	-17,70	-16,15	-6,10	-12,06	-17,66	-8,87	-19,15	-8,57	-9,33
Feb-09	-0,91	-13,15	-13,86	-24,94	-13,99	-20,23	-13,12	-2,67	-57,75	2,18	6,95	-27,81	-0,24	-16,02	-13,15	-15,22	-4,93	-13,71	-18,88	-32,35	-10,99	-11,01
Mar-09	17,70	9,30	27,42	13,18	19,06	13,61	10,76	15,10	68,67	15,67	31,50	18,84	17,98	-3,68	16,13	12,37	13,79	10,57	8,26	33,12	8,54	8,37
Abr-09	19,70	18,35	-9,47	12,57	-11,18	28,91	-1,70	15,21	20,55	29,33	127,38	25,20	4,94	11,46	44,00	-9,36	10,28	-1,91	20,61	52,61	9,39	7,59
May-09	7,93	17,77	8,99	13,08	3,74	-0,35	1,84	-4,24	21,97	-2,32	-3,85	6,49	0,52	20,05	-0,85	13,79	3,78	15,04	10,58	-5,74	5,31	5,31
Jun-09	4,87	-2,96	5,53	-5,24	1,96	-6,81	-0,63	0,81	-20,16	0,30	5,57	-12,35	5,27	1,80	-5,53	2,77	13,74	-1,29	-3,68	0,99	0,02	0,49
Jul-09	14,72	25,63	-6,41	0,97	8,73	35,02	4,88	18,02	6,73	12,88	31,80	14,35	16,32	-5,82	-2,40	7,35	-1,02	6,25	7,68	34,15	7,41	7,12
Ago-09	2,95	-0,94	8,28	16,85	1,77	2,83	1,67	-1,86	57,73	7,53	-5,00	3,73	6,32	14,44	10,93	8,06	5,39	5,88	3,66	13,23	3,36	3,14
Sep-09	10,19	6,55	-2,07	9,02	3,19	13,29	0,70	8,98	-3,20	6,36	-5,13	18,84	-3,70	3,76	15,47	-1,27	4,34	-0,92	5,48	8,96	3,57	2,87
Oct-09	1,70	-5,61	-7,74	-11,72	-3,23	8,04	8,68	-3,10	-15,50	-10,92	-2,91	-13,14	-2,39	-5,94	-9,18	-2,23	7,81	2,89	-0,33	2,33	-1,98	-1,24
Nov-09	6,05	7,49	-0,08	10,60	16,13	6,03	2,86	2,59	0,49	3,43	27,00	12,36	1,28	16,78	2,64	17,06	6,51	7,72	10,42	4,19	5,74	5,89
Dic-09	5,41	-8,03	5,01	3,29	1,01	-2,40	-1,35	2,31	-19,46	7,92	12,49	-4,93	6,25	3,72	5,96	1,95	3,66	0,11	7,93	8,76	1,78	0,66
Promedios	2,94	1,15	0,19	0,82	-0,08	1,47	0,95	0,05	-0,68	0,66	0,72	-0,42	0,31	0,29	0,91	0,20	0,13	-0,03	0,50	1,06	-0,12	-0,25

Fuente: elaboración propia

**B. Rentabilidad mensual de los títulos y mercado español (2000-2009)**

Fecha	Abengoa	Acerinox	Adolfo Dominguez	Aguas de Barcelona	Azkoyen	Banco Guipuzcoano	BBVA	Campofrío	Lingotes especiales	Ferrovial	Indra	La Seda BB	Metrovacesa	NH Hoteles	Repsol	Zardoya Otis	Telefónica	Unipapel	Uralita	Zeltia	IGBM	IBEX <sub>35</sub>
Ene-00	0,06	-2,61	1,95	-21,01	-15,23	0,00	-5,86	-21,74	0,00	-18,79	9,99	-20,86	-8,44	-7,08	-13,07	-5,57	1,48	-7,39	-15,68	-4,50	-3,66	-6,93
Feb-00	29,25	-2,81	6,85	35,87	15,84	-0,62	13,96	19,92	-12,50	44,67	55,09	4,85	7,86	15,84	1,58	2,46	15,27	19,50	19,08	118,27	15,30	16,16
Mar-00	3,36	9,63	8,58	8,12	11,35	7,48	1,72	13,55	16,07	-8,76	-18,35	6,94	6,61	3,63	16,57	2,72	-11,58	11,72	16,44	49,60	-3,54	-5,17
Abr-00	7,99	7,20	-9,04	-2,03	6,36	1,74	-1,96	-14,01	10,77	-8,46	3,49	-8,11	7,47	0,57	-1,80	-1,87	-7,28	3,96	2,49	-3,12	-3,42	-3,91
May-00	-15,89	-16,89	-15,00	-9,74	-12,06	1,71	0,00	-1,97	0,35	-11,72	-12,61	-5,88	0,81	-8,74	1,65	6,35	-10,09	3,71	-13,77	-2,76	-6,05	-6,80
Jun-00	-8,31	-16,76	1,12	-3,74	-12,30	-0,84	4,33	9,50	-5,19	1,25	4,83	8,44	-4,58	6,92	-8,83	-2,09	2,27	-6,10	-13,85	19,21	-0,97	-1,00
Jul-00	-4,99	8,00	-3,33	-1,85	-1,91	-0,56	0,06	1,67	-8,03	1,00	-3,94	-8,36	2,27	5,81	-0,45	-0,91	0,87	9,55	8,09	-6,35	0,30	-0,47
Ago-00	8,17	1,85	1,15	2,61	3,47	0,57	7,12	-1,09	-1,19	5,50	10,63	2,20	-0,56	9,80	8,77	-3,69	-4,83	0,00	2,79	9,83	3,77	3,35
Sep-00	1,26	-9,09	-4,55	-0,53	2,01	1,13	2,45	1,69	12,85	5,00	-3,33	-4,00	0,56	-5,36	-6,47	6,87	3,94	7,52	-1,85	66,47	0,50	0,60
Oct-00	19,89	10,40	-15,00	4,05	-10,53	3,07	-7,96	5,83	-7,47	-4,83	1,86	-11,22	-11,44	0,38	-7,11	-5,53	0,00	-1,45	-10,05	1,44	-4,52	-5,36
Nov-00	-5,33	-8,81	-18,07	4,49	-10,00	1,36	-2,17	-3,23	1,92	-4,88	-25,38	-18,05	-6,52	1,50	-3,05	3,16	-19,35	1,04	-3,56	-0,69	-8,81	-11,08
Dic-00	6,38	8,70	-19,66	-14,75	-3,00	-0,53	3,19	2,52	-12,45	4,62	9,18	16,30	3,62	-2,96	-9,36	3,99	-2,82	-1,46	2,34	-43,02	-0,72	-1,14
Ene-01	1,21	9,32	65,53	17,87	37,61	3,76	8,91	5,56	13,36	16,18	10,75	0,38	11,40	3,43	9,79	7,37	16,87	-2,96	8,61	24,09	9,30	11,05
Feb-01	-0,46	0,54	-4,24	2,18	3,11	2,59	-5,93	-7,74	-3,80	12,22	-8,37	7,17	12,43	4,43	0,00	3,98	-9,82	7,53	3,38	-6,45	-5,73	-5,58
Mar-01	-8,00	-1,69	13,42	1,42	12,89	3,28	-4,51	-8,31	-2,77	-2,43	2,44	-6,34	0,26	-1,20	8,50	3,04	-1,90	0,42	-0,30	-16,92	-2,10	-2,55
Abr-01	0,64	-4,24	0,59	3,19	-2,24	3,42	4,44	-1,33	2,03	1,73	6,42	5,27	-0,34	7,22	4,14	0,77	4,88	4,53	0,30	1,51	5,33	4,86
May-01	2,52	11,45	-1,18	10,94	-10,48	-2,13	0,50	6,31	3,59	10,70	2,23	1,43	-0,61	-5,60	0,81	1,78	-8,99	23,82	-0,30	2,56	-2,31	-2,67
Jun-01	1,02	-11,35	-1,19	-9,11	-7,93	1,69	-5,09	2,54	3,08	0,98	-8,52	-4,93	-3,28	-1,27	-7,46	-1,75	-16,19	-1,08	-8,21	-3,78	-5,78	-6,55
Jul-01	-6,62	-2,61	-1,20	0,37	12,70	-0,71	-7,93	1,00	-5,60	1,69	-3,35	-8,21	0,71	-6,51	-1,33	1,53	-4,35	1,33	-5,16	-23,68	-3,90	-4,49
Ago-01	-1,15	-0,32	3,05	-2,24	9,95	0,72	1,50	-2,76	0,00	-6,05	-7,66	4,06	-9,52	-1,61	-1,89	-6,89	-8,22	-1,71	4,56	1,43	-2,28	-1,87
Sep-01	-16,33	-13,97	-16,80	-12,65	-7,31	0,00	-20,42	-9,54	-14,23	3,49	-15,53	-23,83	-8,88	-24,90	-16,59	-6,46	-7,14	-0,94	-12,58	-9,19	-10,75	-12,10
Oct-01	2,61	28,38	3,84	2,09	14,12	1,43	10,77	5,99	-1,38	6,74	8,87	5,13	6,38	6,63	4,04	8,06	12,41	-0,90	-0,20	7,98	5,80	6,29
Nov-01	21,73	0,60	15,62	4,10	2,06	1,41	10,54	11,48	6,54	-0,29	12,95	2,44	0,74	6,02	-2,46	5,06	13,14	3,64	7,69	-0,11	7,95	7,59
Dic-01	-13,53	7,29	-4,03	-4,60	-4,46	3,70	1,16	-7,48	8,77	-3,29	-0,77	-1,43	3,68	2,38	4,31	0,25	-0,40	0,88	5,18	-3,97	-0,01	0,39
Ene-02	12,74	3,89	0,99	-6,63	-4,38	2,67	-4,45	6,35	-5,65	8,28	2,47	1,45	4,88	2,86	-13,87	5,18	-9,15	2,17	4,68	2,99	-2,61	-4,13
Feb-02	2,00	1,42	0,00	0,55	-8,60	1,52	1,06	-1,88	8,12	15,10	-2,79	0,95	6,44	-1,22	2,81	6,85	-1,25	21,62	5,30	7,03	1,34	1,06
Mar-02	4,35	3,28	22,37	-4,67	0,86	18,38	2,32	3,08	0,00	3,91	7,43	-3,30	5,82	15,86	1,94	6,41	-5,69	1,47	0,63	12,83	1,92	1,40
Abr-02	6,45	5,13	8,89	8,37	-3,03	-2,89	-4,24	7,33	2,77	5,49	-3,64	15,61	11,61	10,27	-6,39	11,95	-6,60	0,48	7,65	-7,95	-0,15	-1,16
May-02	-7,58	0,68	-11,93	3,02	-7,50	-4,46	-0,23	-3,08	3,46	8,33	-5,16	-8,44	14,27	-6,07	-7,75	-2,27	-4,61	8,79	-5,80	-6,53	-1,64	-2,51
Jun-02	-9,97	-0,80	-11,46	-11,97	-17,17	-3,89	-11,31	-6,02	-4,46	-4,46	-5,98	-9,68	-5,88	-6,75	-5,10	0,29	-25,03	-3,69	-1,54	-13,86	-11,26	-13,04
Jul-02	-0,76	-0,76	-5,18	-15,95	-16,39	-5,47	-15,06	-10,20	4,28	-17,42	-8,62	-2,04	-4,63	-19,21	4,00	-11,46	6,02	1,98	-10,69	-14,59	-9,30	-9,60
Ago-02	-10,55	-8,62	1,12	0,81	-10,80	-1,07	3,73	-0,11	-0,75	9,65	-9,12	-5,73	-6,85	3,31	7,09	1,85	3,78	0,58	0,72	-1,17	2,15	2,98
Sep-02	-28,03	-18,43	-1,84	-12,70	-7,85	-13,85	-24,48	-2,71	0,00	0,00	-22,45	6,08	-3,62	-16,04	-9,84	-4,70	-19,27	-3,73	10,81	-28,66	-13,96	-15,60
Oct-02	13,06	15,30	4,75	2,51	24,09	0,25	28,85	-7,73	-9,40	-6,00	25,88	-0,52	15,50	-5,06	-4,72	0,90	26,94	10,70	5,60	37,06	11,63	13,03
Nov-02	-0,63	8,67	1,43	5,29	-9,02	1,00	9,04	3,14	10,37	3,62	10,80	1,57	10,13	10,89	10,90	6,11	6,86	-0,38	-3,64	2,42	7,85	8,90
Dic-02	8,25	-10,26	-5,88	0,86	-14,44	2,23	-13,06	-7,55	1,13	-0,04	-16,82	-0,52	-7,13	-12,59	-0,50	3,98	-16,65	-1,14	-7,71	-20,35	-8,60	-9,70
Ene-03	-16,99	-1,48	-12,00	11,06	-1,26	1,21	-29,33	3,30	-4,09	1,04	-2,46	7,92	20,96	-5,14	7,29	1,01	5,28	8,76	2,67	1,67	-1,58	-1,48
Feb-03	-2,59	5,26	0,00	-12,80	-3,32	1,92	-2,00	1,12	-0,78	0,16	-1,36	6,50	6,11	-4,11	-2,70	-1,40	0,27	0,45	-6,09	2,55	0,40	0,87
Mar-03	0,48	-8,49	17,61	9,03	-1,58	0,00	-3,57	0,00	-1,17	-2,78	9,04	-7,98	3,41	-5,39	1,63	2,33	-4,86	2,52	-6,12	8,17	-1,98	-2,15

Rentabilidad, riesgo y eficiencia de los mercados estadounidense, español, mejicano y venezolano (2000-2009)

Fecha	Abengoa	Acerinox	Adolfo Dominguez	Aguas de Barcelona	Azkoyen	Banco Guipuzcoano	BBVA	Campofrío	Lingotes especiales	Ferrovial	Indra	La Seda BB	Metrovacesa	NH Hoteles	Repsol	Zardoya Otis	Telefónica	Unipapel	Uralita	Zeltia	IGBM	IBEX35
Abr-03	4,57	1,89	2,66	4,37	11,80	-0,71	19,22	8,58	5,53	0,08	13,33	0,00	-16,53	7,59	-1,22	0,79	15,63	10,91	7,49	14,61	9,93	10,54
May-03	6,44	-3,56	1,06	4,08	0,00	0,71	-6,80	-5,42	-1,50	-0,13	12,88	-1,02	8,27	6,92	2,95	9,71	-3,56	16,18	0,54	10,60	0,70	0,29
Jun-03	2,81	3,35	5,47	11,23	0,96	3,29	8,89	-1,07	3,80	1,55	1,83	-5,67	5,08	6,47	5,09	-5,45	5,86	2,39	1,95	-24,09	5,90	5,43
Jul-03	3,78	13,25	11,48	-1,43	-2,61	2,28	7,43	3,26	5,86	6,30	19,09	-0,55	-8,07	-1,67	2,02	7,37	2,77	-4,27	2,09	5,46	3,16	2,91
Ago-03	-3,04	3,57	4,65	-0,68	0,98	2,00	0,14	0,93	7,27	-2,62	-3,37	3,30	1,43	11,52	7,94	5,02	3,16	3,20	1,71	-1,94	0,98	0,70
Sep-03	3,76	-5,91	7,85	-2,53	-5,80	6,11	-9,08	-0,23	7,74	-2,74	-0,48	-4,79	3,62	-3,48	-8,23	0,92	-5,45	0,47	1,51	-7,92	-4,89	-5,73
Oct-03	3,42	3,11	5,00	-0,20	3,59	0,21	12,52	-1,62	-4,79	3,15	-3,50	2,23	4,13	2,03	6,27	2,74	5,52	-9,27	9,92	9,32	5,87	6,35
Nov-03	7,98	3,02	6,43	4,60	1,24	0,21	1,19	-0,47	16,67	3,50	3,88	-3,28	3,92	-3,75	-2,87	6,06	0,91	-0,30	9,92	-11,64	1,76	1,73
Dic-03	-2,34	-3,11	1,49	-0,19	6,11	1,84	9,55	7,23	-1,89	10,24	1,20	0,00	6,82	-4,36	6,16	3,28	7,78	-1,19	0,96	3,71	5,15	6,68
Ene-04	12,18	-3,59	2,09	1,92	16,36	12,27	-1,43	6,96	9,89	3,64	6,19	11,30	9,20	6,47	5,41	-7,01	7,64	-3,76	7,59	-3,04	2,75	2,49
Feb-04	4,61	2,99	11,59	9,68	14,06	1,97	3,64	9,19	0,75	1,98	1,68	6,09	7,96	-2,82	1,21	5,48	4,37	0,39	10,20	-0,92	3,89	4,03
Mar-04	2,52	7,94	5,09	-3,26	-12,67	1,05	-2,92	5,68	-3,97	12,57	-3,31	-7,18	-4,77	-8,92	2,16	-0,23	-5,87	0,62	0,57	1,86	-2,44	-2,80
Abr-04	7,21	8,61	-6,52	4,69	3,38	-0,87	4,34	0,81	0,00	0,67	1,82	1,03	-2,28	2,16	4,23	1,21	0,89	2,94	1,93	1,28	1,24	1,14
May-04	-9,44	4,81	-11,96	2,88	8,85	-1,05	-1,62	-1,69	-4,13	-1,03	-2,13	-0,51	5,28	1,12	-1,05	3,73	-4,02	5,48	-5,24	6,32	-1,70	-1,85
Jun-04	7,11	3,77	17,03	2,88	1,59	-3,55	1,41	-0,90	3,50	5,13	-1,03	1,03	1,93	4,93	3,54	3,88	3,58	1,35	10,12	-4,58	1,56	1,50
Jul-04	1,77	-0,79	-3,76	1,04	7,13	8,09	1,62	3,37	-3,12	5,87	2,77	-1,52	4,25	-0,47	-0,89	-7,19	-0,30	1,05	-2,24	-4,09	-1,61	-1,97
Ago-04	0,00	-3,21	0,42	1,82	-0,97	-0,34	-1,14	-0,35	-2,15	3,89	-0,79	1,03	8,69	-5,19	-3,65	6,48	-3,56	6,53	2,30	0,93	-0,48	-0,63
Sep-04	3,33	-0,18	-4,09	-1,79	8,03	4,27	1,38	2,92	6,87	-4,49	1,93	-6,12	-7,62	4,60	4,01	1,96	3,18	5,68	6,41	2,02	2,16	2,03
Oct-04	-2,10	-2,07	-2,03	-1,98	2,28	-2,45	11,93	0,26	1,03	-3,45	8,45	-0,54	3,68	5,11	-3,92	1,10	7,36	0,31	-5,12	-0,90	4,42	4,85
Nov-04	0,00	1,29	8,27	1,37	-1,34	0,50	0,61	-3,26	-2,04	5,30	1,64	1,64	4,87	0,23	8,02	8,15	2,13	1,42	12,70	0,00	3,30	3,26
Dic-04	-0,14	7,07	2,80	9,39	-7,37	3,01	5,45	-3,28	0,52	8,32	6,46	13,44	-4,48	3,84	4,44	0,63	4,90	-3,94	5,07	-6,36	4,51	4,46
Ene-05	13,34	-0,93	7,63	6,91	10,71	10,70	-0,19	5,41	4,39	16,68	4,45	11,37	12,01	7,61	3,68	5,30	0,69	1,96	6,17	6,21	2,57	1,58
Feb-05	6,84	-2,65	6,17	-0,75	7,18	12,74	1,15	10,00	7,18	-1,83	1,91	4,26	3,78	3,13	4,90	2,13	-0,43	-0,68	4,29	23,40	2,15	1,81
Mar-05	-3,91	-3,42	4,41	3,29	-3,01	10,91	-3,89	3,08	-6,70	-3,00	5,88	-5,31	5,22	-8,42	-0,70	2,38	-3,28	0,50	2,18	-4,30	-1,05	-1,41
Abr-05	-2,10	-8,55	3,95	-4,98	-6,21	0,12	-3,85	-0,77	-0,74	0,82	-3,36	3,88	1,66	-5,45	-3,88	0,91	-2,32	-1,86	-1,66	-0,62	-2,45	-2,78
May-05	5,79	1,99	10,06	3,21	1,50	-1,17	6,67	-0,70	2,00	13,62	11,05	1,66	17,52	10,07	3,48	12,63	3,65	3,29	-2,41	2,02	5,17	4,73
Jun-05	9,64	-4,00	16,09	10,49	6,67	-1,54	0,10	10,35	4,16	6,49	10,19	-1,22	-0,07	9,97	4,19	4,39	0,88	2,39	6,42	-14,50	3,47	3,78
Jul-05	12,92	5,38	-4,10	3,31	6,94	-0,72	9,99	5,50	7,28	12,01	1,28	-11,16	3,15	4,58	10,54	-3,87	2,62	-0,24	-1,39	1,79	3,45	3,40
Ago-05	15,00	1,06	4,85	0,47	-3,64	3,39	-3,23	-6,42	-2,41	5,03	0,14	12,56	9,15	4,11	3,69	-3,38	-3,74	0,60	3,29	-1,93	-1,05	-1,05
Sep-05	18,98	-2,57	4,66	9,15	-1,35	11,36	8,39	1,64	2,24	10,45	11,22	10,33	11,68	4,98	12,41	3,50	1,86	5,18	1,82	7,87	7,96	8,04
Oct-05	-6,54	-5,48	-2,75	-4,71	-8,88	-3,26	1,67	-8,71	5,70	-11,05	-6,37	-4,49	-5,56	-2,78	-7,83	-9,74	-2,34	3,68	-14,99	-2,16	-3,08	-2,96
Nov-05	-7,52	3,31	13,95	1,08	1,20	0,54	2,13	0,38	-3,32	-4,06	-2,02	-18,04	-6,30	2,44	0,67	5,45	-5,60	-4,10	0,79	4,58	0,70	0,61
Dic-05	-1,95	8,82	2,76	-7,47	-6,81	0,32	0,40	-5,14	10,94	-1,02	-1,37	0,00	-5,35	3,45	-1,38	-2,04	1,22	-4,73	-10,70	-4,70	1,55	1,67
Ene-06	22,55	8,20	4,05	13,35	1,27	15,84	11,02	3,56	44,10	9,91	-3,69	-4,31	11,97	-1,11	-8,51	-1,44	-1,21	-2,75	16,96	2,04	3,77	3,45
Feb-06	31,33	-2,64	5,54	14,83	9,89	15,72	2,73	7,26	2,28	-2,26	4,99	19,00	10,63	3,37	5,10	4,59	3,01	11,44	6,25	-3,00	5,95	5,73
Mar-06	1,34	4,98	16,74	-6,67	6,00	0,88	0,84	0,66	-7,09	6,13	0,48	-0,42	12,14	4,89	0,00	1,50	0,09	5,63	2,12	12,37	1,27	0,97
Abr-06	22,22	-0,83	-0,68	2,30	-3,37	-3,27	2,78	3,47	-4,38	-2,47	-2,74	2,11	3,36	0,59	1,00	3,87	-1,92	2,93	1,61	-7,65	0,65	0,32
May-06	-14,52	-1,68	8,34	-1,81	0,98	-5,68	-7,64	-10,27	-4,58	-5,07	-6,63	-9,09	0,97	-7,65	-8,07	5,78	0,56	4,06	-11,34	2,15	-4,76	-4,64
Jun-06	-10,27	3,50	-3,32	-0,10	-6,63	2,36	-0,59	1,17	-4,33	-3,32	0,76	-0,91	-3,49	8,29	2,85	-9,27	1,94	-9,76	-0,51	-6,81	1,52	1,83
Jul-06	-2,28	9,49	0,97	0,15	0,89	-1,02	4,34	-0,85	3,72	5,95	4,95	-27,06	1,27	7,06	-0,42	0,26	1,72	-0,76	5,66	6,09	2,43	2,34
Ago-06	12,54	-0,15	7,65	1,84	4,40	4,05	7,19	10,71	2,81	-4,03	3,36	10,69	3,36	12,99	2,00	2,45	1,16	1,25	6,08	-4,26	2,86	2,76

## Rentabilidad, riesgo y eficiencia de los mercados estadounidense, español, mejicano y venezolano (2000-2009)

Fecha	Abengoa	Acerinox	Adolfo Dominguez	Aguas de Barcelona	Azkoyen	Banco Guipuzcoano	BBVA	Campofrio	Lingotes especiales	Ferrovial	Indra	La Seda BB	Metrovacesa	NH Hoteles	Repsol	Zardoya Otis	Telefónica	Unipapel	Uralita	Zeltia	IGBM	IBEX <sub>35</sub>
Sep-06	4,93	3,47	9,54	16,94	1,97	0,50	2,30	-0,70	-1,97	4,45	5,74	15,34	28,76	-1,34	4,59	0,50	2,03	7,21	-1,15	0,51	6,77	6,50
Oct-06	10,10	21,01	7,11	7,43	9,09	0,16	4,37	-4,94	11,46	14,20	1,37	4,43	22,55	-3,58	10,79	1,98	10,46	6,97	16,01	-2,39	6,46	6,33
Nov-06	9,35	12,12	-1,42	-6,06	-5,30	3,70	-3,51	-2,23	-6,11	0,83	5,61	8,02	13,80	-7,54	4,23	-0,34	3,21	-5,77	-0,20	-1,57	1,41	0,70
Dic-06	6,32	11,72	-9,84	7,36	-2,80	-0,63	-0,06	2,74	-2,51	1,30	1,28	3,49	-2,61	0,62	-3,33	0,00	5,46	0,50	0,00	-1,06	2,21	2,15
Ene-07	7,34	-8,76	9,11	-2,00	5,21	15,02	5,18	3,62	4,55	3,79	0,78	6,75	-3,88	12,92	-4,06	5,84	3,88	16,30	11,82	12,37	3,68	2,87
Feb-07	-7,90	-3,85	-9,76	-6,49	-4,30	13,82	-3,22	-7,14	-2,03	-2,41	-7,24	0,40	-28,54	0,73	-4,42	1,33	-2,63	-8,52	3,94	9,25	-1,88	-2,09
Mar-07	12,85	-5,38	11,36	4,83	0,14	4,82	-0,31	2,46	0,15	1,13	8,45	1,97	1,03	0,18	5,06	4,95	1,21	6,84	11,03	-0,73	2,58	2,76
Abr-07	-4,80	-8,12	-8,45	0,40	1,09	-2,91	-2,71	8,40	-1,48	5,74	-2,02	-10,81	-4,80	-3,50	-3,94	8,13	0,07	5,75	-8,39	-6,62	-1,64	-1,82
May-07	2,21	8,71	-4,88	2,76	4,58	-8,03	6,41	-1,04	-1,05	-1,44	1,40	2,16	0,53	-1,44	12,40	26,64	4,14	8,32	19,83	8,82	5,91	6,64
Jun-07	0,95	-4,18	-12,25	-1,13	8,11	-10,04	-3,10	0,00	-9,86	-7,47	0,66	-3,39	-3,12	-1,27	7,34	-16,93	-2,09	4,34	-1,98	1,01	-2,95	-2,85
Jul-07	15,64	6,60	6,62	-2,20	6,79	-6,23	0,44	-2,66	-3,37	-9,58	6,60	7,89	0,40	-2,63	-3,36	-22,17	4,54	-13,45	-3,46	18,62	-0,58	-0,60
Ago-07	-7,21	-3,75	-14,49	0,40	-4,12	-9,58	-6,81	-4,24	2,61	-2,50	-0,11	-2,85	-2,08	-3,30	-5,20	2,20	5,40	1,43	-1,64	-11,71	-2,20	-2,18
Sep-07	-14,95	14,34	-4,69	-0,16	-11,16	14,70	-2,68	-8,78	-11,38	-7,84	-1,06	-8,79	1,99	-9,89	-5,39	-5,26	7,75	-2,20	4,71	4,38	0,37	0,67
Oct-07	1,58	-3,51	-7,87	3,81	0,26	0,45	6,62	-3,37	7,47	1,18	5,59	4,59	1,56	13,40	8,76	7,01	16,06	-11,85	1,89	6,03	7,72	9,01
Nov-07	-18,43	-9,47	-4,86	0,04	-7,05	-6,68	-2,07	-14,72	-11,23	-2,50	-6,89	-14,91	0,56	-11,55	-7,59	-6,55	2,10	-13,15	-5,13	-14,46	-0,94	-0,82
Dic-07	4,96	-8,69	-17,39	-0,19	-13,62	-15,82	-1,45	-12,18	-25,30	-17,81	-0,40	-12,89	0,24	-10,79	-3,18	-10,39	-3,03	-10,87	-9,91	-11,71	-3,87	-3,66
Ene-08	-12,87	-5,63	-19,68	-2,71	-20,81	-9,92	-15,27	-6,36	-3,23	-10,66	-7,15	-22,49	1,11	-21,07	-10,64	-19,03	-12,06	-8,40	-13,00	-22,09	-12,59	-12,87
Feb-08	7,99	5,49	11,19	6,36	10,47	6,50	-2,21	16,50	4,44	1,19	6,89	-9,92	0,36	-5,47	7,14	5,35	-1,55	-1,43	2,30	-7,14	-0,65	-0,44
Mar-08	-0,45	5,46	-10,80	-15,40	-1,49	1,18	1,37	-0,31	-1,60	5,72	-1,10	-2,54	0,66	15,76	-4,36	6,53	-5,36	1,24	4,12	4,75	0,92	0,75
Abr-08	-11,90	-0,37	9,30	12,46	4,91	-3,02	7,97	3,97	4,86	13,39	-3,88	7,83	-14,04	0,20	19,15	2,11	2,03	0,88	9,71	14,69	3,19	3,99
May-08	13,61	-2,17	-17,57	-11,12	-0,36	-0,60	-2,95	0,30	4,64	-2,97	0,12	3,23	-5,17	-5,57	2,15	8,68	1,45	-8,16	-7,38	-7,72	-1,63	-1,43
Jun-08	-12,38	-14,04	-17,35	-18,57	-1,26	-7,67	-15,07	-16,23	-2,22	-22,29	-5,86	-14,06	-10,61	-11,08	-5,93	-31,94	-8,51	1,62	-1,42	-7,35	-11,15	-11,43
Jul-08	-15,52	-11,99	-15,15	5,27	-8,59	-16,07	-1,43	3,35	-7,56	-16,81	7,26	-11,82	-15,76	-12,11	-11,76	0,33	-0,91	-9,76	-12,93	-16,08	-1,65	-1,37
Ago-08	10,16	1,51	7,84	-19,24	2,00	-4,69	-2,27	7,52	1,63	4,68	1,81	-5,15	4,63	10,46	-1,93	4,66	1,05	-2,72	19,59	40,94	-1,53	-1,46
Sep-08	-22,47	-2,80	-22,62	-12,45	-10,59	-11,89	-0,93	-15,50	-1,88	-5,84	-4,21	-27,17	-3,75	-0,48	-1,40	12,27	-0,71	-4,37	-7,76	-18,25	-6,51	-6,15
Oct-08	-19,87	-21,61	-26,93	2,12	-19,52	-7,60	-20,28	11,34	-2,19	-25,50	-9,54	-40,30	9,89	-28,80	-29,04	-3,62	-14,06	-14,64	-19,63	-11,39	-16,76	-17,03
Nov-08	0,36	7,78	-6,86	0,36	-23,43	-6,04	-9,42	-11,90	1,96	-17,86	5,41	-5,00	-9,09	-26,06	2,44	-7,87	13,85	-3,43	0,93	-3,60	-2,80	-2,25
Dic-08	3,37	8,02	3,07	0,00	-14,59	-2,32	6,37	-2,86	-5,75	-0,76	1,23	-10,53	-26,04	-15,56	-0,65	-5,80	-0,20	-7,73	-2,30	-10,67	2,65	3,20
Ene-09	3,68	-9,19	-2,23	-0,93	7,50	-7,31	-13,69	14,71	-16,57	6,33	-2,76	2,94	0,05	-12,20	-3,70	10,23	-12,12	2,94	-0,94	10,45	-7,99	-8,11
Feb-09	-15,70	-10,94	-15,83	-27,08	-0,78	0,59	-21,10	-5,94	-14,63	-6,58	-8,25	25,71	-56,76	-21,91	-12,96	-2,26	5,64	-5,72	2,38	-10,27	-10,48	-9,82
Mar-09	-2,94	-4,02	-1,45	10,34	6,64	-5,49	5,57	-7,68	9,39	-17,43	0,50	-34,09	18,75	-20,95	6,58	2,01	2,09	3,27	-1,16	-9,94	2,08	2,55
Abr-09	31,21	34,21	32,11	38,30	20,51	-6,22	35,54	-10,07	-2,61	37,42	3,44	31,03	-7,89	80,00	11,05	12,94	-4,10	-0,11	0,94	32,78	14,03	15,65
May-09	33,18	9,63	46,11	-2,45	4,86	0,00	3,64	-4,03	-3,45	8,16	7,13	-5,26	0,06	0,28	9,44	1,47	9,29	22,96	-1,63	11,08	4,26	4,27
Jun-09	-9,88	3,50	11,69	6,95	-0,29	-3,10	4,24	-1,24	3,97	-4,19	-4,13	-8,33	-8,62	-15,24	0,67	-4,82	5,93	-3,22	1,42	14,74	4,19	3,86
Jul-09	15,39	6,76	0,51	3,71	-3,20	-1,14	30,08	5,51	-4,58	5,38	8,63	-3,03	-5,06	-8,50	5,71	7,15	8,27	2,95	-2,34	-39,92	11,25	10,90
Ago-09	0,06	5,96	15,83	-4,89	-0,30	36,26	7,59	8,81	18,40	6,22	2,67	9,37	63,46	20,71	6,22	-4,40	0,76	-0,65	0,00	10,20	4,97	4,70
Sep-09	9,89	-0,42	2,41	10,48	3,01	-6,61	-2,07	-2,06	25,68	27,70	2,96	0,00	-11,44	34,02	7,45	-1,69	7,18	1,77	-1,67	44,18	3,54	3,44
Oct-09	-9,15	-7,67	-22,20	11,93	-8,77	-8,17	1,44	-3,64	-4,03	-13,55	-6,04	0,00	-2,00	-21,19	-2,26	-7,86	0,93	-7,21	-0,24	-16,56	-2,86	-2,90
Nov-09	7,40	1,66	-0,09	0,46	-0,64	10,08	2,67	1,60	-11,48	2,58	-1,19	0,00	-11,04	-0,84	0,73	2,17	3,13	5,12	-0,49	0,99	1,75	2,01
Dic-09	17,10	5,42	-0,92	0,56	-10,65	5,75	2,20	-4,72	11,39	-72,13	4,05	0,00	-20,81	5,08	4,70	-1,46	2,09	4,59	0,00	-5,41	2,19	2,54
<b>Promedios</b>	<b>1,81</b>	<b>0,75</b>	<b>0,81</b>	<b>0,87</b>	<b>-0,41</b>	<b>0,73</b>	<b>0,45</b>	<b>-0,08</b>	<b>0,60</b>	<b>0,51</b>	<b>1,07</b>	<b>-1,41</b>	<b>1,01</b>	<b>-0,20</b>	<b>0,35</b>	<b>0,88</b>	<b>0,24</b>	<b>1,18</b>	<b>0,82</b>	<b>1,48</b>	<b>0,36</b>	<b>0,25</b>

Fuente: elaboración propia

## C. Rentabilidad mensual de los títulos y mercado mejicano (2000-2009)

Fecha	AMERICA MOVIL-L	ALFA A CP	ARA	BIMBO A	CEMEX CPO	COMERCI UB	ELEKTRA	FOMENTO ECONOM UTS (FEMSA)	GF NORTE	GRUPO CARSO A1	GRUPO CARSO Tele A-1	GRUPO MEXICO B	ICA	MEXICHEM	Grupo Simec SAB de CV	SORIANA B	TELEVISACPO	TELMEXL	TV AZTECA CO	WALMEX	IPC
Ene-00	0,00	-5,80	-8,72	-19,80	-19,22	-19,68	-12,23	-7,55	-18,66	-15,96	3,16	0,00	-17,19	0,00	-21,81	-12,53	0,00	6,45	-3,49	-13,79	-7,63
Feb-00	-39,95	7,59	-0,71	-4,14	-3,58	-8,17	43,05	8,02	-11,28	-7,59	19,63	-10,53	-10,38	-30,77	7,18	2,82	1264,44	-39,92	59,72	32,58	11,89
Mar-00	0,84	5,83	-3,52	0,29	3,95	40,32	4,60	1,28	37,82	-4,12	-75,60	-6,42	-5,61	44,44	28,87	11,45	-11,53	0,81	5,39	-1,80	1,42
Abr-00	-12,12	0,97	-14,30	-21,45	-3,21	-20,92	-19,35	-8,33	-8,99	-8,57	-12,43	-11,43	-2,60	-53,85	-25,00	-12,50	-8,32	-12,10	-22,94	-1,39	-11,14
May-00	-14,83	-2,87	2,95	11,32	-1,08	-16,14	-16,31	-7,71	0,77	-9,37	-13,80	-15,48	-19,85	0,00	0,00	-14,39	-8,55	-14,90	-12,42	-9,75	-10,23
Jun-00	21,05	2,07	-3,38	15,67	14,49	10,86	28,58	13,08	5,49	20,37	30,39	-14,50	-3,33	133,33	-3,47	22,11	26,57	22,19	41,81	17,98	16,56
Jul-00	-12,46	2,99	19,04	1,91	-4,88	19,60	-5,24	-3,48	-2,96	-8,33	-13,35	31,25	-15,76	-46,43	-13,81	-10,74	-10,06	-12,47	-13,62	-6,51	-6,25
Ago-00	2,10	3,84	6,46	-6,96	-1,57	7,21	0,21	9,68	-7,60	2,21	-2,67	17,01	15,20	73,33	6,09	14,06	-2,12	2,13	9,98	6,51	2,31
Sep-00	0,00	-5,78	4,14	6,81	-12,04	-5,89	-5,75	-14,42	0,98	-14,22	-3,38	-5,81	-7,11	-3,85	0,00	-13,09	-8,59	0,86	-1,63	-14,79	-4,96
Oct-00	2,71	7,38	-11,91	-15,41	5,78	-4,50	11,74	-2,08	15,93	5,84	-6,77	-4,32	-8,20	-32,00	-12,99	-13,05	-4,96	2,79	-2,03	17,35	0,94
Nov-00	-14,12	-2,32	-14,73	1,66	-7,21	-15,06	-6,06	-10,45	-13,13	-14,11	-12,22	-12,26	-11,31	0,00	-4,51	-11,65	-15,29	-14,17	-19,96	-11,33	-11,60
Dic-00	-1,38	0,00	-0,79	0,00	-6,81	5,55	-18,29	-12,63	4,83	-6,69	-2,24	5,15	-6,71	-5,88	-27,27	-7,37	-0,91	-0,28	-1,65	-6,36	-0,01
Ene-01	19,89	-0,27	3,46	-2,93	19,42	-13,71	31,84	6,73	26,91	23,12	0,00	41,01	31,25	-1,50	2,63	19,35	19,86	7,89	19,24	14,94	
Feb-01	-78,03	6,04	-9,36	-9,98	-2,00	-15,89	-11,97	-1,03	-7,07	-21,50	-14,81	5,59	41,84	-28,57	-1,02	-12,75	-26,45	-40,28	-10,42	0,57	-7,15
Mar-01	-20,00	-2,33	10,32	15,84	0,31	11,97	-12,14	12,55	-5,47	-2,34	-6,75	0,00	15,11	0,00	-7,69	-7,65	-17,49	-3,08	-21,53	-1,95	-5,04
Abr-01	22,96	3,09	9,27	0,24	6,36	-7,03	16,14	7,52	1,73	1,50	10,12	0,00	-25,94	-6,67	-30,56	-0,50	11,19	7,36	-1,89	-0,44	4,53
May-01	10,79	0,69	13,98	-2,41	16,22	20,42	-2,73	12,18	33,70	11,23	10,26	3,97	13,92	57,14	24,00	9,42	10,67	-1,30	-2,25	11,17	10,16
Jun-01	0,75	19,08	2,07	21,22	-0,41	-1,01	2,80	-0,07	-3,65	6,07	5,81	0,00	12,59	9,09	-3,23	7,20	-6,55	1,88	-13,49	1,01	1,07
Jul-01	-4,46	-1,86	1,96	2,85	3,93	-2,66	-6,73	-7,85	-5,22	-11,15	-3,71	0,00	-12,50	-8,33	-6,67	0,00	-0,32	0,18	2,66	-4,26	-2,88
Ago-01	-13,62	-2,11	-8,48	36,74	-5,79	-0,65	-5,54	-1,14	2,48	10,48	-3,33	3,82	-2,63	-36,36	7,14	-6,71	-6,97	5,70	-5,56	-5,31	-2,53
Sep-01	-9,46	-3,65	-14,98	-4,92	-17,79	-30,71	-41,69	-27,00	-24,69	-18,84	-9,44	0,00	-23,94	-78,57	-26,67	-25,28	-18,05	-6,96	-34,90	-10,82	-14,38
Oct-01	-1,49	-2,70	5,87	-12,84	9,56	-2,65	0,23	8,85	7,53	6,81	-5,76	0,00	0,00	733,33	-9,09	22,32	2,73	2,80	21,08	11,12	2,47
Nov-01	15,15	6,27	18,65	-3,55	9,38	13,62	12,23	9,87	15,75	18,40	8,24	3,68	10,15	-44,00	30,00	8,92	13,30	-2,55	17,41	1,30	5,34
Dic-01	10,96	-1,05	8,67	0,66	-1,05	13,70	16,03	1,50	10,90	12,56	5,75	0,00	31,34	7,14	-3,08	12,72	21,94	5,04	15,68	11,69	9,25
Ene-02	3,16	4,68	7,29	5,94	5,27	-7,38	16,01	17,45	6,82	16,72	12,44	0,00	12,63	-13,33	-12,70	0,81	5,42	10,30	20,88	5,60	8,72
Feb-02	-6,51	12,27	-0,17	3,74	-8,67	-5,37	-5,86	-1,92	4,41	-8,42	-2,91	0,00	-17,13	-15,38	9,09	-0,40	-5,08	-0,32	-4,55	1,50	-2,79
Mar-02	5,74	1,93	5,47	25,59	19,53	28,01	18,12	18,46	-0,92	11,95	3,74	0,00	12,41	0,00	8,33	16,46	10,10	4,68	9,21	11,40	9,32
Abr-02	-2,33	12,36	-1,38	-6,69	12,38	2,01	25,86	1,46	18,15	-5,75	-0,76	0,00	-7,36	45,45	9,23	11,70	-0,87	-2,01	-0,87	7,23	1,61
May-02	-3,97	-11,17	-3,30	0,47	4,57	-11,45	2,70	-11,72	-1,61	-12,80	-43,28	0,00	-19,86	-31,25	19,72	-7,86	-5,34	-5,98	-2,64	-11,01	-6,00
Jun-02	-20,25	-12,07	-17,13	-2,55	-8,66	-15,75	-11,16	-7,17	-6,90	-0,19	-15,48	0,00	-16,22	-9,09	-8,82	-16,90	-8,03	-2,85	-7,83	-3,19	-8,12
Jul-02	-5,70	5,46	-0,70	-21,21	-8,94	-8,47	-0,46	-3,98	3,28	-4,95	-4,39	0,00	-23,66	60,00	-35,48	-11,29	-18,73	-10,52	-13,73	-1,74	-6,80
Ago-02	10,99	-1,09	9,70	-1,81	-1,64	0,00	-6,20	0,08	1,29	3,99	0,68	0,00	-17,61	-25,00	-5,00	9,02	4,98	4,43	15,53	1,14	3,23
Sep-02	-10,40	-0,14	-8,08	-11,56	-9,64	5,59	-18,81	-10,27	-4,22	-5,12	-2,23	0,00	-15,38	25,00	3,16	-12,72	-17,95	-1,48	-24,92	-7,79	-7,85
Oct-02	11,05	0,34	2,51	0,97	-3,61	1,82	-12,50	7,10	2,99	-3,84	7,45	0,00	16,16	-13,33	-3,06	-2,50	10,67	8,43	-3,06	2,41	4,18
Nov-02	9,45	1,51	7,62	-0,89	15,08	-1,79	-3,26	2,98	3,08	2,79	4,81	0,00	-8,70	84,62	0,00	2,37	3,10	4,66	2,70	-1,77	3,17
Dic-02	-0,45	-2,84	-3,29	1,18	-5,02	-5,29	-8,55	-2,25	9,47	-0,36	2,20	0,00	21,90	8,33	-5,26	-5,01	-2,54	3,80	-2,19	-4,41	-0,48
Ene-03	3,20	8,08	3,92	-7,00	-7,97	-6,17	-19,08	-8,07	-4,24	-5,08	-5,09	0,00	-14,84	0,00	0,00	-8,57	-3,33	-2,07	30,04	2,11	-2,82
Feb-03	-0,88	0,06	8,57	3,99	-3,82	1,03	12,53	-2,29	1,24	3,76	1,91	-60,36	-5,37	0,00	72,22	-3,20	-4,37	-1,30	10,34	1,34	-0,46
Mar-03	-4,46	-0,84	-3,95	-1,42	-4,59	-0,20	-1,73	0,29	-3,79	2,94	-0,80	0,00	43,26	0,00	-9,68	-3,14	1,67	0,99	-2,81	9,64	-0,22

Fecha	AMERICA MOVIL-L	ALFA A CP	ARA	BIMBO A	CEMEX CPO	COMERCI UB	ELEKTRA	FOMENTO ECONOM UTS (FEMSA)	GF NORTE	GRUPO CARSO A1	GRUPO CARSO Tele A-1	GRUPO MEXICO B	ICA	MEXICHEM	Grupo Simec SAB de CV	SORIANA B	TELEVISIA CPO	TELMEX-L	TV AZTECA CO	WALMEX	IPC
Abr-03	19,16	13,65	13,70	9,07	23,72	24,64	24,93	8,45	14,57	13,26	4,14	1,49	28,71	0,00	-3,57	9,35	14,88	-2,44	16,08	9,48	10,08
May-03	9,02	2,06	3,61	3,10	20,21	10,29	2,70	8,87	4,77	13,19	3,71	20,59	-6,92	-11,54	-7,41	7,40	2,18	0,33	6,65	2,83	2,91
Jun-03	4,32	16,97	5,81	6,08	1,94	1,33	12,26	4,69	-1,64	-1,44	10,74	2,44	-2,89	34,78	0,00	9,04	14,52	6,99	7,79	4,59	5,31
Jul-03	20,34	3,21	14,29	-5,67	7,61	5,70	12,52	-5,42	-5,11	4,38	-5,19	1,19	-8,09	-64,52	-8,00	2,25	10,36	0,00	5,78	2,05	4,25
Ago-03	8,60	20,05	0,00	0,32	9,63	-5,81	-5,82	1,00	5,00	0,00	5,08	-7,06	-6,94	81,82	-12,17	-0,55	3,73	2,02	1,59	-4,02	3,21
Sep-03	-0,26	2,44	8,65	2,68	-0,18	8,52	12,39	1,98	12,83	3,69	9,51	17,72	-2,99	200,00	53,47	2,90	-2,70	2,44	15,02	5,53	3,04
Oct-03	3,44	18,30	16,81	0,87	-3,23	22,60	44,35	-5,81	10,78	9,57	7,24	9,68	63,59	20,00	-21,94	6,31	6,12	5,80	7,60	-3,40	3,10
Nov-03	12,53	9,15	-8,33	16,01	8,91	13,58	5,62	0,00	4,17	2,91	0,06	5,88	-19,12	2,78	-4,96	2,02	8,44	5,20	8,15	5,57	6,07
Dic-03	4,77	-1,84	0,83	6,00	1,53	7,48	2,42	5,14	3,97	5,22	0,71	39,81	0,78	45,95	177,39	0,37	-3,06	0,80	6,03	-1,53	2,81
Ene-04	13,02	22,57	22,13	1,15	6,38	5,33	-5,89	9,78	-3,65	14,17	1,40	18,54	46,15	7,41	-22,26	12,82	0,41	2,52	-16,90	5,36	7,20
Feb-04	12,67	-0,83	0,00	14,36	2,52	21,63	10,68	9,13	7,64	4,71	2,08	23,46	-6,84	16,38	-9,27	15,96	7,84	-1,55	18,25	0,80	5,97
Mar-04	9,88	3,67	2,68	-4,50	3,38	-1,27	19,23	10,61	8,61	-0,69	2,59	-4,07	10,45	0,00	45,78	5,84	8,61	5,52	4,50	2,92	5,26
Abr-04	-10,70	-11,69	-11,11	-1,27	0,89	-10,72	-8,48	-9,59	-8,02	-10,98	2,28	-16,51	-7,42	-3,70	-22,87	0,36	-5,90	0,00	-2,62	-2,32	-5,41
May-04	3,99	0,88	0,00	3,99	16,08	5,12	-10,03	1,43	-1,64	8,02	-1,41	2,82	-2,49	4,62	-2,77	3,73	-5,53	-2,77	2,77	0,89	0,89
Jun-04	4,84	2,76	6,62	2,60	0,89	-4,49	13,66	8,05	2,75	7,16	0,42	3,85	-0,28	-2,21	28,05	-4,36	7,74	1,39	2,34	-0,13	2,45
Jul-04	-2,55	-2,48	-6,21	-0,09	-3,53	-8,61	-0,68	-5,03	2,86	-0,93	-4,27	6,35	-4,83	18,80	4,76	-1,25	2,81	-7,84	1,14	1,54	-1,61
Ago-04	-4,25	-1,35	-2,21	2,28	0,26	7,16	10,71	-1,57	6,76	11,60	3,35	5,97	0,00	5,06	-8,48	-1,09	2,52	4,72	5,01	4,18	1,46
Sep-04	14,33	15,34	6,77	0,59	-0,78	3,18	2,00	1,99	19,93	0,31	1,38	13,15	15,82	-0,60	29,14	10,44	9,28	-0,64	7,54	6,81	6,75
Oct-04	14,48	4,16	-4,93	4,06	3,94	-3,31	18,62	1,37	2,75	4,95	4,97	3,73	3,87	0,00	-8,97	0,41	6,12	7,65	1,57	-2,28	5,54
Nov-04	2,48	24,00	7,41	6,19	8,33	1,31	13,11	5,39	16,29	1,96	0,34	14,00	-0,25	-3,64	47,32	4,13	9,75	-0,84	5,63	1,98	4,65
Dic-04	11,96	2,48	0,69	4,24	12,47	-0,56	-2,12	8,96	11,29	9,19	11,45	3,51	6,97	6,29	47,23	3,57	-3,53	9,23	-6,80	-0,57	6,74
Ene-05	1,59	1,00	21,92	10,97	3,32	-1,05	-7,78	2,85	2,61	4,31	2,67	0,34	-0,93	0,59	-6,49	-1,00	-1,86	-2,45	-8,58	0,80	1,39
Feb-05	9,62	8,63	1,12	2,59	5,62	-1,80	0,50	10,93	6,72	-4,32	-0,74	14,19	8,92	6,47	0,69	16,16	8,37	4,10	-2,82	5,59	5,29
Mar-05	-11,02	-4,90	-10,00	-6,73	-8,45	-6,09	-6,71	-10,29	-5,28	-4,64	-10,53	-8,88	-6,90	35,91	-37,38	-8,12	-8,08	-9,86	-3,70	-0,65	-8,07
Abr-05	-4,47	-5,79	-8,02	-3,01	-1,87	1,51	-9,10	-5,57	-1,83	0,69	0,83	-12,01	-4,63	1,22	-9,47	-3,48	-5,43	-2,43	-9,20	4,57	-2,79
May-05	12,12	11,33	8,72	2,65	4,23	0,70	-4,05	9,03	1,53	2,25	4,60	14,76	4,37	-1,20	-2,92	1,50	8,99	7,22	1,29	0,73	5,20
Jun-05	4,39	-1,78	5,56	4,09	10,24	11,38	3,89	7,80	-2,23	7,59	3,98	2,89	1,86	0,00	2,76	8,21	2,43	0,70	-6,73	5,78	4,02
Jul-05	10,36	4,79	4,09	13,51	9,02	7,80	3,35	7,09	26,85	6,19	-0,40	3,12	1,83	0,00	24,63	-4,99	4,58	0,69	19,10	8,78	6,85
Ago-05	0,28	1,93	-6,74	-5,88	2,87	6,87	-7,01	7,31	-1,58	-1,52	-8,70	13,03	-5,38	60,16	-10,37	-1,01	-3,07	0,80	0,98	-1,61	-1,16
Sep-05	20,67	1,03	13,25	6,12	9,68	13,54	5,17	1,93	8,65	8,64	18,06	11,80	-2,61	-6,09	-2,84	7,19	14,05	11,02	4,05	17,14	13,18
Oct-05	-0,46	-5,06	-2,66	1,78	-0,22	-5,13	1,77	-2,52	-2,99	-3,21	-1,64	-1,92	1,95	5,68	-8,99	-6,51	2,05	-5,02	-2,80	-3,81	-2,24
Nov-05	6,87	-5,06	9,84	4,41	6,15	-3,21	12,13	-1,81	-75,13	9,12	9,64	15,65	-82,46	-3,84	-0,74	8,63	6,66	8,30	6,73	8,66	6,80
Dic-05	5,05	-0,71	2,99	-0,77	6,07	4,35	1,88	7,25	-2,58	3,56	19,41	9,30	485,26	-3,99	-1,49	5,01	1,81	11,64	3,90	3,13	5,77
Ene-06	13,61	0,36	11,11	2,98	9,05	14,25	10,39	6,27	11,58	9,36	-4,12	17,99	28,17	10,53	33,84	1,02	2,11	-5,53	1,16	2,82	6,20
Feb-06	2,90	-5,90	-10,87	-2,71	-5,86	1,96	14,13	10,29	3,04	-6,47	-4,94	-2,30	-4,32	7,27	-2,83	-4,85	-4,52	-5,28	-6,43	97,61	-1,06
Mar-06	2,35	11,31	8,78	-3,72	9,27	-1,92	-6,28	10,06	1,09	-5,99	0,24	15,27	5,81	-5,37	36,50	-0,33	3,61	4,58	2,14	-4,09	3,03
Abr-06	9,99	-10,37	20,63	-2,26	5,52	1,85	8,79	3,05	11,60	5,18	1,91	25,33	2,96	10,62	0,00	8,16	8,99	-0,86	1,05	11,12	7,13
May-06	-10,13	-6,83	8,18	-4,69	-13,72	-5,56	1,57	-5,36	-7,06	-9,11	-8,92	-12,66	5,39	-1,12	0,43	-2,39	-10,90	-7,68	3,85	-6,00	-9,53
Jun-06	2,73	7,79	-0,69	2,18	0,52	8,66	-11,76	0,78	-2,28	12,08	2,06	0,13	-11,75	-10,61	9,63	-11,19	5,40	7,18	8,26	5,14	2,51
Jul-06	3,56	-0,23	6,92	3,91	91,12	11,67	0,78	1,55	14,77	11,36	18,57	15,67	7,51	16,41	33,20	17,76	-7,49	8,35	-4,61	8,84	4,96
Ago-06	4,15	-4,63	1,94	2,49	1,49	-4,81	-1,83	6,77	6,23	8,64	8,13	-1,84	7,48	-3,90	14,16	4,15	2,51	2,87	-2,07	10,04	4,74

## Rentabilidad, riesgo y eficiencia de los mercados estadounidense, español, mejicano y venezolano (2000-2009)

Fecha	AMERICA MOVIL-L	ALFA A CP	ARA	BIMBO A	CEMEX CPO	COMERC UB	ELEKTRA	FOMENTO ECONOM UTS (FEMSA)	GF NORTE	GRUPO CARSO A1	GRUPO CARSO Tele A-1	GRUPO MEXICO B	ICA	MEXICHEM	Grupo Simec SAB de CV	SORIANA B	TELEVISA CPO	TELMEX-L	TV AZTECA CO	WALMEX	IPC
Sep-06	6,61	12,69	5,71	7,23	5,35	7,40	-0,13	3,75	8,32	-0,04	10,11	-1,29	6,85	-4,74	20,31	5,54	12,96	7,58	-0,99	0,17	4,22
Oct-06	6,20	-0,10	13,51	11,85	0,00	-0,78	7,93	-2,41	11,78	12,95	-0,72	9,48	-6,82	13,74	20,76	12,58	13,31	0,97	5,97	0,17	5,06
Nov-06	5,88	8,85	6,08	5,32	8,22	0,14	0,95	10,94	5,75	4,78	1,80	10,82	7,62	6,88	20,53	12,43	8,81	0,96	-3,36	9,57	8,31
Dic-06	-0,13	9,65	12,97	19,88	2,05	27,93	13,73	8,35	3,11	11,28	16,94	-0,59	2,62	13,06	-30,28	2,29	1,09	7,23	12,92	15,83	5,95
Ene-07	0,31	4,87	1,10	2,03	6,35	6,82	22,01	5,65	3,61	0,79	5,20	14,15	-0,44	8,97	1,11	28,34	11,08	10,37	8,24	2,68	4,21
Feb-07	-0,09	-5,72	-4,80	-5,85	-2,13	-4,84	5,66	-6,53	-0,36	-6,59	-7,63	14,46	-1,73	17,56	-22,02	5,20	-5,97	-4,03	0,45	-11,61	-3,35
Mar-07	8,22	14,46	332,57	7,07	-4,89	9,57	2,45	-1,26	19,91	7,99	30,23	5,11	6,95	21,40	8,83	2,41	7,85	15,10	14,14	9,21	7,92
Abr-07	8,84	0,94	-5,67	6,60	-1,74	-9,32	4,97	-3,46	-9,05	6,84	-0,50	14,16	1,59	16,85	2,68	7,27	-6,68	1,52	-8,03	-7,88	0,87
May-07	12,80	5,12	-3,04	16,49	19,68	2,84	15,93	226,21	5,36	4,27	26,87	8,90	10,73	2,94	6,08	-5,87	2,95	15,80	9,48	-5,38	8,28
Jun-07	2,99	-1,04	1,33	-3,33	-4,59	-5,01	-9,98	-0,72	-1,05	-7,69	-11,47	3,57	14,09	3,32	-7,07	4,20	-3,72	-5,01	-6,40	0,82	-0,79
Jul-07	-2,17	-11,11	-7,55	-7,93	-10,87	9,10	13,96	-4,24	0,13	8,04	-12,26	17,17	27,13	5,62	-5,05	8,01	-6,73	-8,05	-29,13	-2,56	-1,58
Ago-07	2,02	5,21	4,21	5,83	0,35	1,10	2,45	-5,46	-9,37	-2,47	6,59	-6,50	-12,66	-8,61	-13,33	-4,57	3,95	3,79	-2,97	-1,67	-1,02
Sep-07	4,54	-6,84	-12,35	-5,99	-7,81	-4,68	1,73	6,17	-4,61	-3,75	-9,29	13,79	8,51	14,33	1,66	-4,53	-8,77	-7,53	-9,17	2,33	-0,17
Oct-07	-0,09	-4,04	-18,70	-0,71	-1,38	14,33	9,80	-8,12	15,62	10,88	7,84	23,13	12,63	14,71	1,05	-0,06	-0,86	7,52	4,04	7,56	3,84
Nov-07	-0,95	1,42	-11,92	-0,63	-3,85	-10,69	5,15	-6,05	-3,72	-17,22	-1,37	-17,16	-13,09	-7,96	-9,29	-11,22	0,97	4,93	-3,56	-8,74	-5,37
Dic-07	-0,19	-1,69	13,15	7,96	-9,07	-7,69	26,19	18,52	-4,77	7,30	1,05	-10,27	11,73	7,96	8,15	-4,59	-1,23	0,00	7,72	-4,43	-0,78
Ene-08	-2,82	-5,85	-2,59	-0,54	-4,55	-1,40	-20,49	-6,32	-0,91	2,94	-4,81	-7,40	-2,52	21,56	-1,93	-2,16	-7,01	-2,62	-7,01	3,04	-2,52
Feb-08	-0,96	-0,69	-4,46	-10,07	-0,63	0,22	-2,66	9,33	-3,79	11,32	-3,66	22,87	-8,31	5,31	6,60	-0,07	-2,72	-9,54	-0,34	0,24	0,43
Mar-08	5,25	7,27	-2,61	10,01	-4,34	11,00	15,52	4,81	7,38	10,91	20,74	-5,56	-1,86	-0,94	2,87	11,23	10,04	13,59	1,68	15,74	6,90
Abr-08	-10,16	3,69	1,38	4,91	3,59	-0,80	12,00	2,30	0,36	6,61	-8,59	8,47	0,40	37,75	8,72	8,84	-0,23	-5,84	5,45	-4,57	-2,04
May-08	1,02	2,88	4,37	-0,08	3,96	8,77	25,81	7,11	8,29	-3,54	18,75	4,72	8,90	18,64	24,79	12,04	5,49	12,53	7,21	7,50	5,59
Jun-08	-11,49	-2,67	-17,00	0,14	-13,19	-3,32	-6,82	-3,25	-3,34	5,83	-7,37	-9,21	-7,06	-6,26	11,79	-6,41	-9,23	-41,96	-4,82	-10,40	-8,07
Jul-08	-5,67	-11,91	-12,39	-3,30	-16,26	-4,14	4,73	-1,72	-10,33	-9,27	-3,95	-23,90	-17,08	-15,95	-5,81	1,68	-7,04	3,64	3,23	-0,10	-6,44
Ago-08	3,59	-17,40	-2,76	5,52	-3,18	-14,06	-4,27	-1,25	-4,68	-8,08	-4,12	-3,06	-12,76	1,78	-16,35	-11,10	4,79	-0,17	-1,64	-8,10	-4,40
Sep-08	-4,75	-8,33	-25,15	0,26	-9,42	-2,14	0,18	-8,76	-15,71	1,89	8,17	-32,16	-32,19	-15,49	-33,23	-3,82	-0,69	10,13	3,63	0,22	-5,33
Oct-08	-20,79	-48,41	-14,17	-10,81	-48,75	-85,55	-10,09	-20,70	-27,63	-14,44	-11,82	-4,92	-42,02	-36,21	-37,95	-17,69	-5,37	-17,30	-10,51	-8,16	-17,85
Nov-08	3,15	-3,74	-9,98	2,65	-0,21	-17,36	45,98	12,14	-13,69	-7,28	-9,18	-22,07	4,21	4,91	-16,52	1,02	-9,32	4,71	-3,43	6,30	0,44
Dic-08	3,46	21,01	14,29	-7,32	32,53	-0,67	16,04	11,89	16,19	15,93	22,05	3,32	20,16	-6,19	7,61	11,61	0,66	19,71	-7,09	0,78	8,99
Ene-09	-3,58	-18,78	-32,65	-11,85	-11,09	2,68	-44,17	-2,91	-23,90	-14,74	-6,37	-10,55	3,71	-15,85	-7,07	-22,62	-1,75	-11,43	-10,18	-19,01	-12,58
Feb-09	-4,72	-13,21	3,88	-16,30	-27,26	-7,19	-6,46	-12,40	-15,01	-9,21	-22,81	9,87	-5,43	-1,63	-0,65	-10,25	-6,99	-16,89	-4,05	-5,28	-9,27
Mar-09	-1,05	5,38	-0,27	22,24	8,52	41,20	54,91	1,92	17,03	17,05	17,13	20,30	8,46	-4,66	-5,91	13,53	3,86	2,45	-4,85	16,50	10,56
Abr-09	16,93	9,11	12,57	18,73	14,35	27,93	24,30	9,58	13,11	4,57	5,52	2,81	3,08	25,89	4,65	8,34	10,29	3,19	2,88	15,16	11,58
May-09	11,66	47,60	47,03	12,90	25,39	56,92	17,50	10,11	45,51	6,98	-0,22	15,85	2,79	20,24	41,11	12,75	12,99	-0,48	6,90	3,40	11,11
Jun-09	1,43	4,95	-7,43	0,00	-3,75	-5,71	-12,41	-1,24	2,93	-6,10	-1,38	16,12	-12,52	12,93	11,02	6,58	-3,69	-1,26	5,85	0,70	0,15
Jul-09	12,34	35,23	17,80	5,29	0,97	15,15	12,97	19,86	2,59	21,47	8,32	30,58	7,62	4,41	-0,85	11,90	6,71	-2,26	5,71	15,31	10,98
Ago-09	5,87	16,30	14,81	4,95	42,24	25,29	-24,94	-4,71	20,35	-1,28	3,13	2,09	16,30	-1,09	16,45	-0,70	-2,06	18,71	0,00	4,85	4,02
Sep-09	-1,72	10,63	4,52	-2,82	-1,47	-1,74	5,15	5,96	14,66	2,73	2,11	29,62	12,57	17,09	0,12	2,01	6,77	-4,58	4,32	-0,86	3,92
Oct-09	-1,89	4,57	2,47	1,52	-21,07	-2,79	0,75	9,42	-3,70	-6,08	-7,65	4,50	-8,96	5,62	-10,43	-12,05	0,94	-5,15	16,23	0,41	-2,01
Nov-09	7,99	21,48	11,93	9,68	6,84	3,25	5,75	4,95	3,17	-4,79	5,95	17,48	7,77	14,19	7,81	10,03	5,84	3,93	2,38	13,15	8,07
Dic-09	-0,10	0,32	-2,05	1,79	5,51	1,57	10,70	6,79	5,57	2,59	7,30	-1,72	-2,24	2,09	6,73	0,90	4,61	-2,97	2,76	9,64	3,76
Promedios	1,40	2,38	4,29	1,69	2,05	1,64	3,47	3,41	2,24	1,57	0,70	3,19	4,47	12,67	2,81	1,17	11,39	0,25	1,23	2,78	1,47

Fuente: elaboración propia

**D. Correlograma de los precios de cierre mensual de las primeras diferencias del S&P<sub>500</sub>**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.149	0.149	2.7071	0.100	
2	-0.049	-0.073	2.9999	0.223	
3	0.100	0.122	4.2406	0.237	
4	0.159	0.124	7.3889	0.117	
5	0.079	0.052	8.1773	0.147	
6	-0.094	-0.111	9.2946	0.158	
7	0.069	0.065	9.6992	0.194	
8	0.021	-0.052	9.9561	0.268	
9	-0.061	-0.048	10.441	0.316	
10	-0.031	-0.009	10.567	0.392	
11	0.055	0.057	10.964	0.446	
12	-0.004	-0.036	10.966	0.532	
13	-0.086	-0.040	11.965	0.531	
14	-0.107	-0.103	13.535	0.485	
15	-0.035	-0.031	13.707	0.548	
16	0.032	0.044	13.852	0.610	
17	-0.100	-0.071	15.257	0.577	
18	-0.090	-0.037	16.403	0.564	
19	0.134	0.167	18.973	0.459	
20	-0.086	-0.155	20.053	0.455	
21	-0.053	0.038	20.461	0.492	
22	-0.017	-0.025	20.502	0.552	
23	-0.044	-0.092	20.796	0.594	
24	0.010	0.041	20.812	0.650	
25	-0.061	0.003	21.376	0.671	
26	-0.040	-0.090	21.626	0.709	
27	-0.002	0.041	21.627	0.756	
28	-0.039	-0.041	21.862	0.788	
29	-0.056	-0.069	22.356	0.805	
30	-0.068	-0.043	23.084	0.811	
31	0.035	0.061	23.289	0.838	
32	0.033	-0.011	23.472	0.863	
33	0.009	0.092	23.485	0.889	
34	-0.012	-0.032	23.508	0.912	
35	-0.022	-0.088	23.580	0.929	
36	-0.001	0.026	23.591	0.945	



**E. Correlograma de los precios de cierre mensual de las primeras diferencias del  $S\&P_{100}$**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.076	0.076	0.7014	0.402
		2	-0.065	-0.071	1.2206	0.543
		3	0.101	0.113	2.4825	0.478
		4	0.085	0.064	3.3926	0.494
		5	0.141	0.148	5.9089	0.315
		6	-0.089	-0.095	6.5053	0.369
		7	0.036	0.059	6.6730	0.464
		8	0.011	-0.049	6.6900	0.570
		9	-0.061	-0.053	7.1751	0.619
		10	0.036	0.022	7.3417	0.693
		11	0.050	0.061	7.6791	0.742
		12	-0.033	-0.045	7.8233	0.799
		13	-0.058	-0.031	8.2729	0.825
		14	-0.115	-0.125	10.081	0.756
		15	-0.051	-0.058	10.436	0.791
		16	0.045	0.046	10.718	0.827
		17	-0.095	-0.067	11.965	0.801
		18	-0.075	-0.028	12.785	0.804
		19	0.143	0.187	15.715	0.676
		20	-0.107	-0.146	17.381	0.628
		21	-0.018	0.036	17.430	0.685
		22	-0.013	-0.039	17.453	0.738
		23	-0.045	-0.052	17.760	0.770
		24	0.048	0.031	18.107	0.798
		25	-0.097	-0.022	19.544	0.770
		26	-0.036	-0.077	19.746	0.803
		27	-0.009	0.007	19.760	0.841
		28	-0.046	-0.034	20.089	0.861
		29	-0.048	-0.095	20.459	0.878
		30	-0.092	-0.057	21.834	0.860
		31	0.029	0.054	21.971	0.884
		32	0.050	0.022	22.382	0.897
		33	0.008	0.107	22.392	0.919
		34	-0.010	-0.023	22.407	0.936
		35	-0.007	-0.047	22.416	0.951
		36	0.013	0.023	22.445	0.962

**F. Correlograma de los precios de cierre mensual de las primeras diferencias del IGBM**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.216	0.216	5.6795	0.017
		2	-0.003	-0.052	5.6808	0.058
		3	-0.002	0.011	5.6811	0.128
		4	0.181	0.188	9.7746	0.044
		5	0.143	0.067	12.371	0.030
		6	0.027	-0.011	12.461	0.052
		7	0.097	0.115	13.667	0.057
		8	-0.022	-0.101	13.728	0.089
		9	0.075	0.076	14.465	0.107
		10	-0.076	-0.129	15.230	0.124
		11	-0.010	-0.001	15.244	0.172
		12	-0.005	-0.006	15.248	0.228
		13	-0.003	-0.021	15.249	0.292
		14	0.039	0.058	15.459	0.348
		15	-0.065	-0.057	16.048	0.379
		16	-0.057	-0.050	16.495	0.419
		17	-0.180	-0.138	21.058	0.224
		18	-0.052	-0.024	21.446	0.258
		19	-0.040	-0.016	21.680	0.300
		20	0.033	0.063	21.842	0.349
		21	-0.024	0.003	21.929	0.404
		22	-0.032	0.045	22.086	0.455
		23	-0.112	-0.124	23.968	0.406
		24	-0.117	-0.039	26.045	0.351
		25	0.003	0.002	26.047	0.405
		26	0.042	0.052	26.315	0.446
		27	0.029	0.009	26.446	0.494
		28	-0.122	-0.089	28.815	0.422
		29	-0.099	-0.057	30.377	0.395
		30	-0.038	-0.005	30.607	0.435
		31	-0.045	-0.064	30.936	0.469
		32	0.034	0.091	31.126	0.511
		33	0.067	0.072	31.882	0.523
		34	0.064	0.009	32.589	0.538
		35	-0.007	0.022	32.577	0.586
		36	-0.098	-0.141	34.231	0.553

**G. Correlograma de los precios de cierre mensual de las primeras diferencias del  $IBEX_{35}$**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.162	0.162	3.2145	0.073
		2	-0.044	-0.073	3.4569	0.178
		3	-0.023	-0.004	3.5226	0.318
		4	0.151	0.157	6.3693	0.173
		5	0.113	0.062	7.9633	0.157
		6	0.025	0.012	8.0634	0.233
		7	0.103	0.121	9.4357	0.223
		8	-0.032	-0.090	9.5695	0.297
		9	0.045	0.055	9.8338	0.364
		10	-0.073	-0.107	10.533	0.395
		11	0.017	0.014	10.572	0.480
		12	0.002	-0.013	10.573	0.566
		13	-0.019	-0.030	10.622	0.642
		14	0.055	0.077	11.032	0.683
		15	-0.055	-0.063	11.449	0.720
		16	-0.050	-0.042	11.799	0.758
		17	-0.176	-0.141	16.185	0.511
		18	-0.029	-0.019	16.306	0.571
		19	-0.033	-0.034	16.464	0.626
		20	0.040	0.062	16.697	0.673
		21	0.007	0.030	16.704	0.729
		22	-0.001	0.063	16.704	0.780
		23	-0.098	-0.108	18.148	0.749
		24	-0.096	-0.021	19.553	0.722
		25	0.029	-0.002	19.683	0.763
		26	0.064	0.055	20.326	0.776
		27	0.035	0.008	20.518	0.808
		28	-0.111	-0.082	22.461	0.760
		29	-0.105	-0.077	24.230	0.717
		30	-0.027	-0.006	24.347	0.756
		31	-0.051	-0.076	24.780	0.777
		32	0.035	0.070	24.983	0.807
		33	0.069	0.072	25.788	0.810
		34	0.062	0.027	26.447	0.819
		35	-0.001	0.046	26.447	0.850
		36	-0.083	-0.110	27.650	0.839

## H. Correlograma de los precios de cierre mensual de las primeras diferencias del IPC

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.151	0.151	2.7690	0.096
		2	0.119	0.098	4.5028	0.105
		3	0.152	0.125	7.3695	0.061
		4	0.261	0.224	15.890	0.003
		5	0.018	-0.068	15.933	0.007
		6	-0.125	-0.197	17.914	0.006
		7	0.109	0.098	19.433	0.007
		8	-0.081	-0.143	20.283	0.009
		9	-0.032	0.027	20.419	0.015
		10	-0.165	-0.099	24.001	0.008
		11	0.000	0.003	24.001	0.013
		12	0.040	0.121	24.221	0.019
		13	-0.172	-0.159	28.233	0.008
		14	0.105	0.195	29.745	0.008
		15	-0.096	-0.149	31.008	0.009
		16	0.002	-0.050	31.008	0.013
		17	-0.200	-0.114	36.634	0.004
		18	0.050	0.030	36.994	0.005
		19	-0.113	-0.110	38.842	0.005
		20	-0.101	0.039	40.335	0.005
		21	-0.115	-0.144	42.262	0.004
		22	-0.143	-0.037	45.301	0.002
		23	-0.030	-0.033	45.437	0.004
		24	-0.103	0.040	47.035	0.003
		25	0.028	0.061	47.153	0.005
		26	-0.026	-0.030	47.254	0.007
		27	-0.029	-0.046	47.390	0.009
		28	0.063	0.046	48.021	0.011
		29	0.049	0.037	48.406	0.013
		30	0.026	-0.099	48.516	0.018
		31	-0.062	0.025	49.146	0.020
		32	0.214	0.085	56.747	0.005
		33	-0.002	-0.017	56.748	0.006
		34	-0.025	-0.066	56.855	0.008
		35	-0.039	-0.019	57.113	0.011
		36	-0.015	-0.148	57.151	0.014

**I. Correlograma de los precios de cierre mensual de las primeras diferencias del IBC**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.042	0.042	0.2129	0.645
		2	0.038	0.036	0.3886	0.823
		3	0.065	0.062	0.9143	0.822
		4	0.140	0.134	3.3516	0.501
		5	-0.009	-0.023	3.3607	0.645
		6	-0.185	-0.202	7.7306	0.259
		7	0.031	0.029	7.8543	0.346
		8	0.168	0.179	11.533	0.173
		9	-0.057	-0.046	11.986	0.216
		10	-0.067	-0.044	12.545	0.250
		11	-0.013	-0.041	12.567	0.323
		12	0.028	-0.039	12.675	0.393
		13	-0.030	0.013	12.798	0.464
		14	-0.197	-0.126	18.118	0.201
		15	-0.262	-0.312	27.655	0.024
		16	0.042	0.040	27.896	0.033
		17	-0.020	0.083	27.952	0.046
		18	-0.115	-0.047	29.822	0.039
		19	-0.194	-0.193	35.224	0.013
		20	0.006	-0.091	35.230	0.019
		21	-0.044	-0.110	35.514	0.025
		22	-0.160	-0.020	39.305	0.013
		23	-0.205	-0.121	45.604	0.003
		24	0.027	-0.104	45.715	0.005
		25	0.094	0.062	47.063	0.005
		26	-0.054	0.035	47.516	0.006
		27	0.060	0.107	48.077	0.008
		28	0.074	-0.057	48.942	0.008
		29	0.077	-0.140	49.896	0.009
		30	0.073	0.058	50.763	0.010
		31	-0.113	-0.020	52.847	0.009
		32	0.044	-0.041	53.175	0.011
		33	0.085	-0.027	54.384	0.011
		34	0.068	-0.020	55.156	0.012
		35	0.094	0.118	56.665	0.012
		36	0.017	-0.016	56.715	0.015

### J. Test de raíz unitaria de Dickey-Fuller del S&P<sub>500</sub>

Null Hypothesis: SP500 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.649549	0.4339
Test critical values: 1% level	-2.584707	
5% level	-1.943563	
10% level	-1.614927	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(SP500) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.297868	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.584707	
5% level	-1.943563	
10% level	-1.614927	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

### K. Test de raíz unitaria de Dickey-Fuller del S&P<sub>100</sub>

Null Hypothesis: SP100 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.145807	0.2284
Test critical values: 1% level	-2.584539	
5% level	-1.943540	
10% level	-1.614941	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(SP100) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.988077	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.584707	
5% level	-1.943563	
10% level	-1.614927	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

### L. Test de raíz unitaria de Dickey-Fuller del *IGBM*

Null Hypothesis: *IGBM* has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.214947	0.6068
Test critical values: 1% level	-2.584707	
5% level	-1.943563	
10% level	-1.614927	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(*IGBM*) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.952020	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.584707	
5% level	-1.943563	
10% level	-1.614927	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

### M. Test de raíz unitaria de Dickey-Fuller del *IBEX<sub>35</sub>*

Null Hypothesis: *IBEX35* has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.106413	0.6450
Test critical values: 1% level	-2.584539	
5% level	-1.943540	
10% level	-1.614941	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(*IBEX35*) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.565503	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.584707	
5% level	-1.943563	
10% level	-1.614927	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

### N. Test de raíz unitaria de Dickey-Fuller del IPC

Null Hypothesis: IPC has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.007710	0.9892
Test critical values: 1% level	-2.584539	
5% level	-1.943540	
10% level	-1.614941	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(IPC) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.971390	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.584707	
5% level	-1.943563	
10% level	-1.614927	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

### O. Test de raíz unitaria de Dickey-Fuller del IBC

Null Hypothesis: IBC has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.755211	0.9806
Test critical values: 1% level	-2.584539	
5% level	-1.943540	
10% level	-1.614941	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(IBC) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.01875	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.584707	
5% level	-1.943563	
10% level	-1.614927	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.



### P. Test de raíz unitaria de Phillips-Perron del S&P<sub>500</sub>

Null Hypothesis: SP500 has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.707688	0.4083
Test critical values: 1% level	-2.584539	
5% level	-1.943540	
10% level	-1.614941	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	2735.512
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	3974.073

Null Hypothesis: D(SP500) has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-9.396353	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.584707	
5% level	-1.943563	

### Q. Test de raíz unitaria de Phillips-Perron del S&P<sub>100</sub>

Null Hypothesis: SP100 has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.101945	0.2442
Test critical values: 1% level	-2.584539	
5% level	-1.943540	
10% level	-1.614941	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	698.2825
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	805.6528

Null Hypothesis: D(SP100) has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-10.01067	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.584707	
5% level	-1.943563	
10% level	-1.614927	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

### R. Test de raíz unitaria de Phillips-Perron del *IGBM*

Null Hypothesis: IGBM has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	0.006869	0.6829
Test critical values: 1% level	-2.584539	
5% level	-1.943540	
10% level	-1.614941	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	3199.040
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	4870.038

Null Hypothesis: D(IGBM) has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-9.069011	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.584707	
5% level	-1.943563	
10% level	-1.614927	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	2887.683
-----------------------------------	----------

### S. Test de raíz unitaria de Phillips-Perron del *IBEX<sub>35</sub>*

Null Hypothesis: IBEX35 has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.162251	0.6256
Test critical values: 1% level	-2.584539	
5% level	-1.943540	
10% level	-1.614941	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	327683.3
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	409149.3

Null Hypothesis: D(IBEX35) has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-9.600408	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.584707	
5% level	-1.943563	
10% level	-1.614927	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

### T. Test de raíz unitaria de Phillips-Perron del IPC

Null Hypothesis: IPC has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	1.266587	0.9474
Test critical values: 1% level	-2.584539	
5% level	-1.943540	
10% level	-1.614941	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	1162705.
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	2157491.

Null Hypothesis: D(IPC) has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-9.513331	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.584707	
5% level	-1.943563	
10% level	-1.614927	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	1167505.
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1753331.

### U. Test de raíz unitaria de Phillips-Perron del IBC

Null Hypothesis: IBC has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	1.458017	0.9637
Test critical values: 1% level	-2.584539	
5% level	-1.943540	
10% level	-1.614941	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	4900923.
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	6209639.

Null Hypothesis: D(IBC) has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-10.18786	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.584707	
5% level	-1.943563	
10% level	-1.614927	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	5041094.
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	6383649.

### V. Regresión dicotómica para el S&P<sub>100</sub>

Dependent Variable: SP100				
Sample: 2000:01 2009:12				
Included observations: 120				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	0.008521	0.012292	0.693163	0.4897
D1	-2.306544	1.615929	-1.427380	0.1564
D2	-3.710132	1.621110	-2.288637	0.0241
D3	0.743042	1.626368	0.456872	0.6487
D4	1.532418	1.631701	0.939153	0.3498
D5	0.441029	1.637110	0.269395	0.7881
D6	-1.922361	1.642592	-1.170322	0.2445
D7	-0.587454	1.648149	-0.356433	0.7222
D8	0.155708	1.653777	0.094153	0.9252
D9	-3.228504	1.659478	-1.945494	0.0543
D10	-0.123127	1.665250	-0.073939	0.9412
D11	0.341732	1.671092	0.204496	0.8384
D12	-0.513535	1.677005	-0.306221	0.7600
R-squared	0.119622	Mean dependent var	-0.249311	
Adjusted R-squared	0.020888	S.D. dependent var	4.690514	
S.E. of regression	4.641267	Akaike info criterion	6.009856	
Sum squared resid	2304.926	Schwarz criterion	6.311834	
Log likelihood	-347.5913	Durbin-Watson stat	1.712173	
Jarque Bera	6.0286	Probability	0.0490	

### W. Regresión dicotómica para el S&P<sub>500</sub>

Dependent Variable: SP500				
Method: Least Squares				
Included observations: 120				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	0.006916	0.012199	0.566964	0.5719
D1	-1.763170	2.062716	-0.854781	0.3946
D2	-2.875860	2.062103	-1.394625	0.1660
D3	1.395199	2.061562	0.676768	0.5000
D4	2.218362	2.061093	1.076304	0.2842
D5	1.278967	2.060696	0.620648	0.5362
D6	-1.530956	2.060371	-0.743049	0.4591
D7	-0.567003	2.060118	-0.275229	0.7837
D8	0.837051	2.059937	0.406348	0.6853
D9	-2.428555	2.059829	-1.179008	0.2410
D10	-0.036286	0.165254	-0.219579	0.8266
D11	0.793560	2.059829	0.385255	0.7008
D12	0.537848	2.059937	0.261099	0.7945
R-squared	0.118651	Mean dependent var	-0.119814	
Adjusted R-squared	0.019808	S.D. dependent var	4.652143	
S.E. of regression	4.605837	Akaike info criterion	5.994529	
Sum squared resid	2269.869	Schwarz criterion	6.296508	
Log likelihood	-346.6718	Durbin-Watson stat	1.612576	
Jarque Bera	15.4594	Probability	0.00044	

## X. Regresión dicotómica para el *IBEX*<sub>35</sub>

Dependent Variable: IBEX35				
Sample: 2000:01 2009:12				
Included observations: 120				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	0.015180	0.015865	0.956831	0.3408
D1	-2.042132	2.085527	-0.979192	0.3297
D2	0.322037	2.092214	0.153921	0.8780
D3	-1.430150	2.099000	-0.681348	0.4971
D4	1.803288	2.105883	0.856310	0.3937
D5	-1.291521	2.112863	-0.611266	0.5423
D6	-2.759648	2.119939	-1.301758	0.1958
D7	-0.820676	2.127110	-0.385818	0.7004
D8	-0.211226	2.134374	-0.098964	0.9214
D9	-2.786296	2.141732	-1.300955	0.1961
D10	0.789160	2.149181	0.367191	0.7142
D11	0.077790	2.156721	0.036069	0.9713
D12	-0.343476	2.164352	-0.158697	0.8742
R-squared	0.061871	Mean dependent var		0.193975
Adjusted R-squared	-0.043339	S.D. dependent var		5.864315
S.E. of regression	5.990046	Akaike info criterion		6.520079
Sum squared resid	3839.229	Schwarz criterion		6.822057
Log likelihood	-378.2047	Durbin-Watson stat		1.783011
Jarque Bera	5.6831	Probability		0.05833

## Y. Regresión dicotómica para el *IGBM*

Dependent Variable: IGBM				
Method: Least Squares				
Included observations: 120				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	0.008504	0.014933	0.569478	0.5702
D1	-1.103295	1.963096	-0.562018	0.5753
D2	0.552016	1.969391	0.280298	0.7798
D3	-0.719034	1.975778	-0.363925	0.7166
D4	2.179240	1.982258	1.099373	0.2741
D5	-0.706167	1.988828	-0.355067	0.7232
D6	-2.056774	1.995489	-1.030712	0.3050
D7	-0.163817	2.002238	-0.081817	0.9349
D8	0.191612	2.009076	0.095373	0.9242
D9	-2.016014	2.016002	-1.000006	0.3196
D10	0.922588	2.023014	0.456046	0.6493
D11	0.663460	2.030112	0.326810	0.7445
D12	-0.054492	2.037294	-0.026747	0.9787
R-squared	0.049195	Mean dependent var		0.321948
Adjusted R-squared	-0.057437	S.D. dependent var		5.483133
S.E. of regression	5.638402	Akaike info criterion		6.399082
Sum squared resid	3401.699	Schwarz criterion		6.701060
Log likelihood	-370.9449	Durbin-Watson stat		1.673586
Jarque Bera	6.3831	Probability		0.0411

## Z. Regresión dicotómica para el IPC

Dependent Variable: IPC Method: Least Squares Included observations: 120				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	0.013742	0.017544	0.783317	0.4352
D1	0.956057	2.306282	0.414545	0.6793
D2	-0.819668	2.313677	-0.354271	0.7238
D3	2.323427	2.321181	1.000968	0.3191
D4	0.642807	2.328793	0.276026	0.7831
D5	1.026692	2.336512	0.439412	0.6612
D6	0.685901	2.344337	0.292578	0.7704
D7	-0.690068	2.352266	-0.293363	0.7698
D8	0.135995	2.360300	0.057618	0.9542
D9	-1.023179	2.368436	-0.432006	0.6666
D10	-0.576600	2.376674	-0.242608	0.8088
D11	1.695078	2.385012	0.710721	0.4788
D12	3.292797	2.393450	1.375753	0.1718
R-squared	0.045868	Mean dependent var		1.468857
Adjusted R-squared	-0.061137	S.D. dependent var		6.430444
S.E. of regression	6.624098	Akaike info criterion		6.721309
Sum squared resid	4695.018	Schwarz criterion		7.023287
Log likelihood	-390.2785	Durbin-Watson stat		1.885960
Jarque Bera	2.4416	Probability		0.2949

## AA. Regresión dicotómica para el IBC

Dependent Variable: IBC Method: Least Squares Included observations: 120				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	-0.009222	0.023197	-0.397557	0.6917
D1	4.280065	3.049366	1.403592	0.1633
D2	5.921313	3.059144	1.935611	0.0556
D3	0.718560	3.069066	0.234130	0.8153
D4	-0.659040	3.079131	-0.214034	0.8309
D5	5.678167	3.089337	1.837989	0.0688
D6	2.046460	3.099683	0.660216	0.5105
D7	2.403776	3.110168	0.772877	0.4413
D8	1.104061	3.120789	0.353776	0.7242
D9	3.508615	3.131547	1.120409	0.2650
D10	1.890416	3.142439	0.601576	0.5487
D11	2.187503	3.153464	0.693683	0.4894
D12	5.322907	3.164621	1.682005	0.0955
R-squared	0.056786	Mean dependent var		2.308970
Adjusted R-squared	-0.048995	S.D. dependent var		8.551402
S.E. of regression	8.758385	Akaike info criterion		7.279904
Sum squared resid	8207.895	Schwarz criterion		7.581882
Log likelihood	-423.7942	Durbin-Watson stat		1.689345
Jarque Bera	186.05	Probability		0.00000

**BB. Tipos de interés libre de riesgo a corto plazo**

	ESTADOS UNIDOS	ESPAÑA	MÉJICO
	Tipo de interés de las letras a 3 meses <sup>1</sup>	Tipo de interés de las letras del tesoro hasta 3 meses <sup>2</sup> (último día de mes)	CETES a 28 días <sup>3</sup> (último día de mes)
ene-00	5,32	2,99	16,76
feb-00	5,55	3,13	15,29
mar-00	5,69	3,43	12,88
abr-00	5,66	3,63	12,77
may-00	5,79	4,05	15,36
jun-00	5,69	4,18	17,01
jul-00	5,96	4,28	13,55
ago-00	6,09	4,38	15,01
sep-00	6,00	4,58	15,10
oct-00	6,11	4,74	16,87
nov-00	6,17	4,81	18,08
dic-00	5,77	4,70	17,59
ene-01	5,15	4,55	18,22
feb-01	4,88	4,66	16,83
mar-01	4,42	4,63	15,43
abr-01	3,87	4,63	13,92
may-01	3,62	4,56	10,76
jun-01	3,49	4,38	8,92
jul-01	3,51	4,39	9,40
ago-01	3,36	4,31	7,61
sep-01	2,64	4,00	9,67
oct-01	2,16	3,54	7,02
nov-01	1,87	3,28	7,00
dic-01	1,69	3,21	6,75
ene-02	1,65	3,26	7,85
feb-02	1,73	3,21	7,28
mar-02	1,79	3,20	7,48
abr-02	1,72	3,24	5,28
may-02	1,73	3,26	6,93
jun-02	1,70	3,30	8,06
jul-02	1,68	3,28	6,82
ago-02	1,62	3,24	6,69
sep-02	1,63	3,20	8,60
oct-02	1,58	3,14	7,54
nov-02	1,23	3,07	6,81
dic-02	1,19	2,80	6,98
ene-03	1,17	2,69	9,08
feb-03	1,17	2,60	9,30
mar-03	1,13	2,45	8,43
abr-03	1,13	2,43	6,73
may-03	1,07	2,35	4,91
jun-03	0,92	2,06	5,11

	<b>ESTADOS UNIDOS</b>	<b>ESPAÑA</b>	<b>MÉJICO</b>
	<b>Tipo de interés de las letras a 3 meses<sup>1</sup></b>	<b>Tipo de interés de las letras del tesoro hasta 3 meses<sup>2</sup> (último día de mes)</b>	<b>CETES a 28 días<sup>3</sup> (último día de mes)</b>
jul-03	0,90	2,01	4,14
ago-03	0,95	2,00	4,65
sep-03	0,94	2,03	4,47
oct-03	0,92	2,01	4,86
nov-03	0,93	2,02	5,78
dic-03	0,90	2,05	6,04
ene-04	0,88	2,01	4,69
feb-04	0,93	2,00	6,21
mar-04	0,94	1,95	6,21
abr-04	0,94	1,95	6,00
may-04	1,02	2,01	6,41
jun-04	1,27	1,99	6,58
jul-04	1,33	2,01	7,16
ago-04	1,48	2,00	7,32
sep-04	1,65	2,01	7,61
oct-04	1,76	2,02	7,97
nov-04	2,07	2,06	8,36
dic-04	2,19	2,04	8,61
ene-05	2,33	2,00	8,63
feb-05	2,54	1,95	9,23
mar-05	2,74	2,03	9,57
abr-05	2,78	2,02	9,61
may-05	2,84	2,01	9,69
jun-05	2,97	2,02	9,61
jul-05	3,22	1,97	9,63
ago-05	3,44	1,99	9,57
sep-05	3,42	2,04	9,02
oct-05	3,71	2,04	8,82
nov-05	3,88	2,13	8,61
dic-05	3,89	2,28	8,02
ene-06	4,24	2,30	7,73
feb-06	4,43	2,23	7,48
mar-06	4,51	2,47	7,27
abr-06	4,60	2,57	7,03
may-06	4,72	2,58	7,01
jun-06	4,79	2,69	7,02
jul-06	4,95	2,82	7,02
ago-06	4,96	2,83	7,02
sep-06	4,81	3,11	7,05
oct-06	4,92	3,23	7,04
nov-06	4,94	3,29	7,05
dic-06	4,85	3,50	7,02
ene-07	4,98	3,51	7,06



	ESTADOS UNIDOS	ESPAÑA	MÉJICO
	Tipo de interés de las letras a 3 meses <sup>1</sup>	Tipo de interés de las letras del tesoro hasta 3 meses <sup>2</sup> (último día de mes)	CETES a 28 días <sup>3</sup> (último día de mes)
feb-07	5,03	3,63	7,03
mar-07	4,94	3,75	7,03
abr-07	4,87	3,72	7,00
may-07	4,73	3,80	7,22
jun-07	4,61	4,03	7,19
jul-07	4,82	4,06	7,19
ago-07	4,20	4,07	7,23
sep-07	3,89	3,90	7,19
oct-07	3,90	3,97	7,20
nov-07	3,27	3,75	7,44
dic-07	3,00	3,88	7,44
ene-08	2,75	3,91	7,43
feb-08	2,12	3,86	7,42
mar-08	1,26	3,88	7,43
abr-08	1,29	3,96	7,43
may-08	1,73	3,88	7,44
jun-08	1,86	4,06	7,74
jul-08	1,63	4,23	8,09
ago-08	1,72	4,26	8,21
sep-08	1,13	4,18	8,15
oct-08	0,67	3,28	7,22
nov-08	0,19	2,57	7,82
dic-08	0,03	2,00	7,97
ene-09	0,13	1,36	7,31
feb-09	0,30	0,94	7,24
mar-09	0,21	0,90	6,52
abr-09	0,16	0,77	5,74
may-09	0,18	0,82	5,09
jun-09	0,18	0,81	4,72
jul-09	0,18	0,41	4,51
ago-09	0,17	0,36	4,47
sep-09	0,12	0,42	4,50
oct-09	0,07	0,60	4,52
nov-09	0,05	0,42	4,49
dic-09	0,05	0,47	4,51

**Fuente:** 1) Federal Reserve Economic Data - FRED. 3-Month Treasury Bill: Secondary Market Rate. 2) Banco de España, Boletín estadístico. 3) Banco de México. **NOTA:** Todas las cifras están expresadas en porcentajes.