

**Tesis de Grado:**

***“Incidencia de las variables financieras y económicas en la evolución del Valor de Mercado de las Acciones ordinarias”. Argentina Enero de 1997- Junio de 2004***

**Autor:** Carlos Martín AZZOLINI.

**Matrícula:** 14934/99.

**Título al que se accede:** Licenciado en Economía.

Marzo de 2005

**Tema de Tesis:**

***“Incidencia de las variables financieras y económicas en la evolución del Valor de Mercado de las Acciones ordinarias”. Argentina Enero de 1997- Junio de 2004***

**Autor:**

**Carlos Martín AZZOLINI**

**Tutor de Tesis:**

**Lic. Jorge ROBUSCHI**

**Co-Tutora de Tesis:**

**Mg. Natacha LISERAS**

**Comité Evaluador**

**Lic. Jorge ROBUSCHI.**

**Mg. Ana REARTE**

**Lic. Roberto PANZA.**

## **Resumen**

La presente investigación tiene como principal objetivo determinar cuáles son aquellas variables económicas y financieras que, con mayor incidencia, han afectado la evolución del valor de mercado de las acciones ordinarias pertenecientes a las empresas cotizantes en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires, para el período comprendido entre Enero de 1997 y Junio de 2004.

A través de un modelo de regresión múltiple se ha encontrado que la *prima de riesgo país, la tasa de interés y la actividad agregada, explican satisfactoriamente la evolución bursátil entre Enero de 1997 y Diciembre de 2001. Luego, se ha identificado que el cambio estructural acaecido en la Argentina desde Diciembre de 2001 (crisis financiera y económica) y la expectativa de los agentes económicos en torno al rendimiento financiero de una cartera de acciones diversificada*, constituyen las variables fundamentales que explican la dinámica del valor de mercado de las acciones desde Enero de 2002 hasta Junio de 2004.

**Palabras Claves:** Valor de Mercado de las Acciones - Riesgo País – Tasa de Interés- Actividad Agregada- Cambio Estructural- Expectativa de Rendimiento.

## **Abstract**

The aim of this investigation is to find out which financial and economic variables have maintained the evolution of the market value of ordinaries shares pertaining to the enterprises to quote in the Buenos Aires Stock Market, for the period January 1997 - June 2004.

Through a multiple regression model, it was found that: Emerging Market Bond Index, Interest rate and the Aggregate Activity explain succefully the stock market evolution between January 1997 and December 2001. It was also identified that structural change occurred in Argentina since December 2001 (financial and economic crisis) and the economic agent's rational expectations about the financial profit proceeding of diversified share assets, constitute fundamental variables that explain the dynamic of ordinaries shares market value from January 2002 up to June 2004.

**Keywords:** Ordinaries Shares Market Value – EMBI – Interest Rate – Aggregate Activity- Structural Change – Expectations on profit.

# Índice

	<b>Páginas</b>
<b>I Introducción</b> .....	5
<b>II Marco teórico y Antecedentes</b> .....	7
<b>III Metodología</b>	
III.I Presentación.....	16
III.II Herramientas estadísticas utilizadas.....	17
III.III Especificación del Modelo Global.....	22
III.IV Definición y Análisis de las variables del Modelo.....	25
<b>IV Resultados</b>	
IV.I Referentes al modelo de expectativas racionales.....	34
IV.II Referentes al modelo global.....	45
<b>V Estudio de las Elasticidades</b> .....	58
<b>V.I Conclusiones</b> .....	64
<b>VII Bibliografía Utilizada</b> .....	68
* <b>Anexo 1:</b> Desarrollo de las Técnicas de Análisis.....	70
* <b>Anexo 2:</b> Método utilizado para la corrección de la Heterocedasticidad....	85.
* <b>Anexo 3:</b> Método utilizado para la corrección de la Autocorrelación.....	87
* <b>Anexo 4:</b> Prueba de estabilidad de los coeficientes (Modelo Global).....	89
* <b>Anexo 5:</b> Datos utilizados para la confección del modelo.....	91

## **I Introducción**

Durante el período 1997-2004 nuestro país ha transitado por dos etapas bien diferenciadas. La primera de ellas se extiende desde 1997 hasta principios de Diciembre de 2001 y se caracteriza principalmente por una serie de circunstancias coexistentes:

- Vigencia del Plan de Convertibilidad como plan monetario iniciado a partir de Abril de 1991.
- Asentamiento del Déficit Fiscal consolidado (Nación- Provincias).
- Deterioro de la posición externa de pagos.
- Incremento sostenido en la tasa de desempleo.

Todos estos factores, sumados a la inestabilidad del sistema político, social e institucional, han contribuido a la precipitación de una crisis económica y financiera, que a partir de Diciembre de 2001 cobra el máximo vigor.

La segunda etapa podemos contextualizarla desde Enero de 2002 hasta Junio de 2004. En ella, podemos identificar a la vez coyunturas económicas distintas:

- Fase de Recesión- Depresión y posterior ciclo de recuperación y auge en el Producto Bruto Interno.
- Devaluación del tipo de cambio (pesificación asimétrica a fines de 2001), posterior flotación, con ciclos de: desvalorización sistemática (overshooting), apreciación y estabilización.
- Escalonada inflacionaria y posterior estabilidad en los niveles de precios.
- Déficit Fiscal Primario en el Gobierno Nacional y posterior Superávit sostenido.
- Desplome del salario real, incremento en los niveles de pobreza e indigencia, y posterior recuperación, tanto en los salarios como en la tasa de empleo.

Es en este contexto, en donde el presente trabajo intenta explicar cuáles son las variables económicas y financieras que han afectado con mayor incidencia, el valor de mercado de las acciones ordinarias (V.M.A.O) pertenecientes a las empresas cotizantes en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires (B.C.B.A.) en dichos períodos.

Finalmente, el interés por realizar esta investigación, radica en el hecho de que no se ha encontrado, en los diferentes trabajos analizados, una explicación empírica de la evolución bursátil en períodos diferenciados desde la coyuntura política, económica e institucional.

### **Objetivos Generales de Investigación**

- 1) Identificar las variables económicas y financieras que con mayor relevancia han incidido en la evolución del valor de mercado de las acciones ordinarias (V.M.A.O.) pertenecientes a las empresas cotizantes en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires durante el período 1997 – 2004.
  
- 2) Especificar un modelo econométrico que incluya las variables previamente identificadas para explicar la evolución del V.M.A.O.

### **Objetivo Particular de Investigación**

Determinar, a través del cálculo de las elasticidades parciales, el efecto que en el corto plazo tiene un cambio unitario en las variables identificadas sobre el V.M.A.O.

## II Marco Teórico y Antecedentes

Existen diversas líneas de investigación que tratan de dar fundamento a la evolución de los indicadores bursátiles. Según Delfiner (2002), éstas pueden resumirse con relación al cuerpo explicativo que los diferentes investigadores utilizan a fin de generar predicciones concernientes al precio futuro de las diferentes acciones con el objeto de obtener “ganancias extraordinarias”. De esta manera, tenemos Teorías Charlistas, también denominadas de Análisis Técnico, que pretenden predecir las cotizaciones bursátiles desde su vertiente histórica (Charts), teniendo en cuenta el comportamiento de ciertas magnitudes bursátiles como: volumen de contratación, cotizaciones de las últimas sesiones, evolución de las cotizaciones en períodos más extensos, capitalización bursátil, etc. El mismo autor, sostiene que el análisis técnico se apoya en la construcción de gráficos (que indican la evolución histórica de los precios) y en técnicas analíticas que pretenden predecir las fluctuaciones cíclicas bursátiles.

En contraste, la Teoría de los Mercados Eficientes afirma que hay un sinfín de inversores atentos a cualquier nueva información y en caso de aparecer una oportunidad de ganancias, la misma es arbitrada en forma inmediata y trasladada a los precios, acción que hace desaparecer dicha oportunidad. Esto último trae a la luz un hecho contra – intuitivo: “Cuánto más eficiente es el mercado, tanto más aleatorias serán las secuencias de precios”. En esta línea, las principales premisas de la Teoría de los Mercados Eficientes se refieren a que: (Glosten, Lawrence, Ravi ,1993)

- El mercado tiene cotizaciones en forma continua.
- Los retornos se definen de la siguiente manera:

$$- R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$$

En donde:

$R_t$  = se refiere a los retornos del período t

$P_t$  = precio del activo en t

$P_{t-1}$  = precio del activo en t-1

Los precios se encuentran logaritmizados.

- Los retornos son independientes entre sí.
- Los retornos están idénticamente distribuidos.
- Los retornos se comportan como un paseo aleatorio (Random Walk).

Sin embargo, la Teoría de los Mercados Eficientes ha sido refutada cada vez que se han realizado estudios empíricos. La invalidación de dos de sus supuestos : que los retornos son independientes entre sí y que se comportan como un paseo aleatorio, explican este suceso, debido a la existencia de una “memoria dinámica” en la serie financiera temporal (Delfiner, 2002) y al impacto que generan las noticias sobre la volatilidad de la serie bursátil (Engle, 1993).

Siguiendo en la línea técnica, un estudio realizado por Apreda (1997) establece que la dinámica de los precios accionarios en un contexto de desequilibrio, se articula con la microestructura del mercado. Este autor *indica que la existencia de inversiones financieras alternativas* (percepción de una tasa pasiva de interés o la adquisición de un Bono público), *desata una brecha dinámica de arbitraje con repercusiones instantáneas en el nivel de precios de las acciones*. Cuando éstos, dinámicamente, van ajustándose, es posible que se cierre la oportunidad de arbitraje dado que llegará un punto en donde no se cubrirán los costos de transacción y financieros, generándose así, una trayectoria bastante inestable en la serie bursátil (comportamiento caótico).

Por otra parte, dentro de la literatura financiera, encontramos aquel conjunto de teorías que explican el comportamiento bursátil desde una perspectiva estructural (Chan, Hamao, Lakonishok, 1991). El Análisis Fundamental, predice las cotizaciones futuras de un activo financiero basándose en el estudio minucioso de los estados contables de las empresas cotizantes. De esta manera se evalúa la estructura financiera, la capacidad de generación de dividendos, los índices de rentabilidad y de liquidez, entre otras variables. Luego, se analiza la situación de la empresa en el sector, la competencia, y, en general, las condiciones del medio ambiente específico o general. Con estos componentes, el analista llega a determinar un valor intrínseco de la empresa en torno al cual debería cotizar la acción específica en la Bolsa de Valores (Valor de Mercado de las acciones en circulación = Valor intrínseco de la empresa). De la comparación de este valor estimado y el valor efectivo que tiene en el mercado dicho

activo, surge la necesidad de comprar y vender dicha acción, de esta manera “el secreto de la ganancia extraordinaria” consiste en la identificación de aquellas firmas con buen y mal desempeño en relación al contexto específico y general.

En relación a ésta última línea de investigación, Blanchard y Enrri (2000), sostienen que los precios de las acciones no siempre son compatibles con su valor fundamental. La argumentación que brindan es “que los precios de las acciones pueden subir (o bajar) durante algún tiempo, simplemente porque así lo esperan los inversores”. Estas fluctuaciones se denominan Burbujas Especulativas Racionales. Debido a estas circunstancias, el análisis del precio de una acción, desde una perspectiva estrictamente fundamental, resulta un proceso incompleto, debido a que existen factores como ser: burbujas por el ingreso de capital, inestabilidades macroeconómicas, políticas, etc., que afectan notoriamente la dinámica de estos valores y que son, en esencia, los determinantes de estos precios.

Otras líneas de investigación han apuntado hacia las variables institucionales como enclaves de la dinámica del mercado de valores. Así, estudios realizados por Pagano (1993), La Porta, López, Sheleider y Vishny (1996), Ness y Martínez (1997), han confirmado que los diferentes mecanismos de regulación (referidos a los costos de transacción, dispositivos legales, etc) y, en general, las circunstancias políticas que atraviesa el país, constituyen factores que se encuentran altamente correlacionados con la liquidez y la transparencia del mercado de valores.

Desde un plano macroeconómico, Liu y García (1999) han demostrado para 15 países (incluida Argentina), que la inestabilidad en las principales variables macro y financieras, afectan significativa y negativamente la performance y eventual desarrollo del mercado de valores.

Otras líneas de estudio hacen referencia al impacto que tiene la volatilidad estructural del Producto y su relación con el marco institucional en el sistema financiero global y en el mercado de valores en particular. En este sentido, Caballero (2000a, 2000b), estudia evidencia acerca de la volatilidad en el Producto en diferentes países latinoamericanos y confirma que este fenómeno se debe a vinculaciones internacionales débiles y al inminente subdesarrollo del sistema financiero doméstico, lo que hace a la economía sensible a cambios en el movimiento del capital internacional. Sin embargo, escritos recientes hacen mención a trabajos realizados por Goldsmith (1969), Gurley y

Shaw (1967) quienes sostienen que es el crecimiento económico lo que hace que el sistema financiero nacional se desarrolle y que, como consecuencia, las series bursátiles sean menos erráticas en su evolución. El continuo crecimiento económico requiere de mayores servicios financieros y de nuevos instrumentos; en definitiva, el sistema financiero es quien se adapta a las necesidades del sector real de la economía. Si bien este es un concepto de largo plazo, se ha encontrado evidencia referente al hecho de que cuando menos volátil es la evolución del Producto, menor es la variabilidad de los indicadores bursátiles y, en consecuencia, mayor el flujo de ahorro canalizado en el sector (acción que impulsa el valor de mercado de los activos financieros).

En este sentido, Blanchard y Enri (2000) argumentan que el crecimiento económico impulsará el valor de mercado de las acciones si el Banco Central genera “un acomodamiento monetario”, es decir, que incrementa la oferta monetaria en la misma magnitud en lo que lo ha hecho la demanda de dinero (de esta manera, se evita el aumento en los tipos de interés). Si por el contrario el Banco Central considera que la expansión es excesiva (teniendo consecuencias directas en los niveles de inflación) entonces generará una contracción monetaria con el objeto de que el Producto se desacelere. De este modo los Beneficios esperados no variarán, pero sí los tipos de interés, provocándose así una caída en los precios accionarios. No obstante, los mismos autores indican que el incremento en la actividad agregada tendría un efecto dudoso sobre el valor de mercado de las acciones en caso de que el Banco Central mantenga su política monetaria, dado que si bien la Economía tendrá mayores beneficios, los tipos de interés también subirán.

El efecto neto, estará determinado por la participación relativa que tenga la demanda de dinero por razones transaccionales en relación a la demanda por motivos especulativos. Si este cociente es alto, el crecimiento del producto tendrá un impacto más que proporcional en la tasa de interés, por tanto, los beneficios esperados aumentarán, pero los tipos de interés lo harán en mayor medida, provocándose entonces, una caída en los precios accionarios (Keynes, 1936).

Dapena (2003), en un contexto Macroeconómico Internacional, indica que los Flujos de capitales internacionales afectan considerablemente las principales variables macro financieras (y también reales) de las economías nacionales. El citado autor afirma que el flujo financiero se origina en países desarrollados y es transferido hacia mercados

emergentes. Esta relación, a su vez, se encuentra fuertemente relacionada con la tasa de retorno que se paga en cada uno de los países por esos fondos, por tanto, existe una relación negativa entre la tasa real de retorno de Bonos libres de riesgo ofrecidos en el mercado estadounidense y el movimiento de capitales hacia economías emergentes.

Es decir, que cuando suben los retornos de las economías centrales, los capitales se ven atraídos a su lugar de origen, afectando de esta manera el saldo de la Cuenta Capital de los países restantes. De esta manera, las economías son vulnerables a este *shock externo*, lo cual implica que podemos aproximar el Riesgo Institucional del país, ya sea de incobrabilidad o de costos de transacción relacionados, a través de la prima de riesgo país. El mismo autor observa una relación negativa entre este indicador y los flujos de capitales. Sin embargo, indica que no es posible afirmar el sentido de la causalidad, ya que la salida de capitales puede incrementar la prima de riesgo cuando el flujo de inversión financiera es excesivamente dependiente del ahorro externo, o viceversa, la suba del Riesgo País podría provocar una salida de capitales, o ambos efectos pueden realimentarse.

No obstante, un estudio realizado por Ávila (1998) concluye que las series temporales macroeconómicas argentinas exhiben desde finales de 1985 una fuerte relación negativa entre la prima de riesgo y las referidas variables, destacando el análisis de causalidad y afirmando que es en definitiva la prima de riesgo la causa inequívoca del ciclo económico y financiero a nivel doméstico. *De esta manera, se presenta una dualidad en la tasa de riesgo país. Por un lado actúa como indicador de arbitraje en relación a que su incremento conlleva a una caída en los precios accionarios dado el costo de oportunidad que acontece por el aumento en los rendimientos de los Bonos emergentes (de nueva circulación). No obstante, el aumento del Riesgo País puede asociarse al Riesgo Institucional, en donde la eventual incertidumbre sobre la dinámica de las principales variables macroeconómicas podría de igual manera afectar, y en forma significativa, la trayectoria de las series bursátiles (mayor variabilidad, pérdida en términos de valor).*

Por otra parte, y en relación al financiamiento macroeconómico y de los instrumentos utilizados a tal fin, el enfoque del Ingreso Permanente de Friedman (1953) nos dice que los agentes económicos buscan mantener sus niveles de consumo principalmente en relación al nivel de su Ingreso Permanente y no de su Renta cíclica. Con este concepto en mente, el consumidor busca evitar fluctuaciones en el consumo a

pesar de que el nivel de ingreso corriente sea variable y, de esta manera, las familias usarán el mercado de valores a fin de estabilizar el consumo. La variabilidad del Ingreso Corriente determinará en que medida el sujeto necesita hacer uso del mercado de capitales. En fluctuaciones cíclicas de corto plazo, el componente transitorio será positivo en la fase de auge y negativo en las recesiones, implicando que en el auge el componente transitorio positivo de la renta no se consumirá totalmente, de modo que el ratio ahorro / renta subirá y, en un contexto recesivo, a fin de mantener el nivel de consumo cercano al nivel consistente al ingreso permanente, el ratio ahorro / renta disminuirá.

Este comportamiento del consumidor, hace que haya repercusiones instantáneas en las series bursátiles. Sin embargo, Dapena (2003) indica que el grado de participación de las unidades de consumo, en relación al nivel de transacciones que ellos operan en el Mercado de Valores argentino es insignificante, ya que los inversores institucionales son los que, en mayor medida, utilizan el mercado.

Por último y en relación a la microestructura del mercado, ***“es la expectativa de rendimiento lo que moviliza a los diferentes agentes a realizar operaciones en el Mercado de Valores”***( *Bebzuk, 2000*). ***Acción, que por lógica, impulsa el valor efectivo de las acciones, producto de la presión de demanda que se materializa en el mayor volumen de negociación.***

Resulta interesante entonces, determinar el esquema de formación de expectativas que los agentes económicos utilizan a fin de sustentar sus decisiones de inversión financiera. Con respecto a esta cuestión, la Teoría Económica nos ofrece principalmente dos mecanismos (Argandoña, et. al., 1994). En primer lugar, la idea de que el futuro viene determinado por el pasado y el presente, condujo a la utilización de las Expectativas Adaptativas. Más recientemente, la visión de que la información, y su uso eficiente, puede identificar el patrón que adquiere un fenómeno en particular, ha inaugurado los esquema de Expectativas Racionales.

Expectativas Adaptativas o Extrapolativas: Bajo esta concepción, los agentes económicos actualizan sus expectativas sobre la dinámica que adquirirá una variable en el futuro, dependiendo del grado en que sus expectativas sobre el período presente resultaron equivocadas.

El error de predicción se describe por  $(y - y^e)$ , de manera que el valor esperado para el próximo período se formula este año actualizando las expectativas  $y^e$  en una fracción  $\lambda$ , que es la velocidad de adaptación de las expectativas. Este parámetro se encuentra comprendido en el intervalo  $[0,1]$ .

$$(1) Y_{t+1}^e - Y_t^e = (1 - \lambda)(Y_t - Y_t^e)$$

A partir del esquema de formación, puede comprobarse que si  $\lambda = 1$ , se corresponde a un caso de miopía (las expectativas no se corrigen nunca). El agente económico considera que el valor que adquirirá la variable  $Y$  en el período  $t+1$ , será el mismo valor que el esperado en el período  $t$ .

$$(2) Y_{t+1}^e = Y_t^e$$

Por otra parte, si  $\lambda = 0$ , implica que el valor esperado de  $Y$  en  $t+1$ , es siempre igual al valor efectivo del período anterior. (Expectativas Estáticas).

$$(3) Y_{t+1}^e = Y_t$$

Una de las ventajas que encontramos en la formulación de expectativas adaptativas, se halla en el hecho de que su cálculo es relativamente sencillo, aunque no resultan aceptables desde el punto de vista teórico (Argandoña, et. al. 1994). En primer lugar, el hecho de que para formar sus expectativas sobre una variable el agente económico utiliza sólo la información contenida en los valores pasados de la misma, induce a suponer que está prescindiendo de mucha información disponible en otras variables que podría ser relevante. En segundo lugar, los pesos dados a cada dato, ( $1 - \lambda$ , en la ecuación 1) son arbitrarios y no se dispone de ninguna regla objetiva para determinarlos.

Expectativas Racionales: En esta hipótesis de formulación, se parte del supuesto de que las variables económicas no son puramente aleatorias, sino que siguen un patrón de conducta que es necesario (y posible) conocer para formar las expectativas. De esta manera, los agentes económicos deben identificar dicho patrón a través del análisis de dicha variable o a través de otras. Por eso, suponemos que los agentes utilizan toda la

información disponible y lo hacen de forma eficiente. Una parte importante de esa información esta contenida en los errores que cometen los agentes en su formación de expectativas, pues esos errores revelan las discrepancias entre el patrón que sigue la variable y el que habría esperado el agente. Aprovechar racionalmente toda la información disponible significa que el agente no comete errores sistemáticos en la formación de sus expectativas, es decir, que revisa los errores que comete para no incurrir en ellos en el futuro. Obviamente, buscar, almacenar, procesar y usar la información, es un proceso costoso, por lo que es lógico que los agentes dediquen recursos a ello sólo en la medida en que los beneficios esperados de una nueva unidad de información superen a los costos marginales de búsqueda y uso de la misma (Sachs y Larraín, 1994).

En cuanto a las críticas a este esquema de formación de expectativas, encontramos principalmente a quienes indican que los “agentes no son racionales” (desde el punto de vista psicológico) y que las expectativas racionales exigen supuestos “no realistas” (debido a la existencia de conductas predeterminadas) (Attfield et. al, 1991). Sin embargo, calificar de racional a un tipo de expectativa, no implica que podamos considerar como racional la conducta implícita en ellas e irracional a las demás. A falta de una Teoría de Formación de las Expectativas Racionales lo suficientemente validada, no resulta atractivo prescindir de estos mecanismos a cambio de reglas *ad hoc* (Argandoña et. al., 1994).

En cuanto a los “supuestos no realistas” en que se conciben las Expectativas racionales, por ejemplo que los agente no son tan previsores como la teoría lo supone, como pone de manifiesto “la existencia de conductas automáticas” o basadas en reglas predeterminadas, se puede responder, sin embargo, que una conducta regida por la costumbre no tiene por que ir en contra de los criterios de formación de expectativas racionales, mientras no aparezcan novedades en el flujo de información (Argandoña et. al., 1994).

De los diferentes enfoques analizados, se considerará que la evolución del Valor de mercado de las acciones ordinarias, pertenecientes a las empresas cotizantes en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires durante Enero de 1997 y Junio de 2004, se encuentra explicado fundamentalmente por las relaciones de arbitraje expuestas y por la actividad económica. Sin embargo, con el advenimiento y concreción de la crisis económica y financiera a partir de Diciembre de 2001, se pone en evidencia la importancia de los aspectos institucionales, políticos y jurídicos en la evolución bursátil. Como consecuencia de esta coyuntura, Mussa (2002) indica que el sistema financiero nacional se caracteriza por la inexistencia de alternativas inversiones de corto plazo y por tanto, cobra especial interés en este subperíodo la expectativas de los agentes en relación a la dinámica que adquieren los valores mobiliarios en este contexto.

### **Hipótesis de Trabajo.**

- Es posible plantear un modelo representativo que explique la evolución del Valor de Mercado de las Acciones Ordinarias (en adelante V.M.A.O) para el período comprendido entre Enero de 1997 y Junio de 2004.
  
- Las variables económicas, financieras e institucionales que afectan la evolución del V.M.A.O durante el período analizado, son :
  - La prima de Riesgo País.
  - La tasa de interés pasiva.
  - La Actividad Agregada.
  - La inestabilidad política, la abrupta salida del Plan de Convertibilidad y como consecuencia de ello, la Crisis económica y financiera desatada a partir de Diciembre de 2001.
  - La expectativa de rendimiento por parte de los agentes económicos, proveniente de una cartera de acciones diversificada.

## **III Metodología**

### **III.1 Presentación**

En el presente trabajo se estimarán 2 modelos por separados: el primero de ellos, se refiere al mecanismo de formación de expectativas por el cual los agentes económicos basan sus decisiones de inversión financiera. Teniendo en cuenta que el rendimiento esperado es el fenómeno fundamental que explica gran parte de la decisión de inversión en Bolsa, los pronósticos de dicha variable constituirán una de las variables explicativas del Modelo Global (segundo modelo). Es decir, se supone que las predicciones de los agentes económicos en torno al rendimiento de una cartera de acciones en el período  $t$ , tiene un efecto real en el Índice general de valor de las acciones ordinarias en dicho período.

Ambos modelos se estimarán a través del método de los mínimos cuadrados ordinarios (MCO en adelante). Este método, minimiza la suma de los cuadrados de los residuos del modelo.

$$\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2 \longrightarrow \text{mínimo}$$

La utilización de este método para la estimación de parámetros, supone el cumplimiento de una serie de condiciones<sup>1</sup>. Las mismas son:

- El modelo de regresión es lineal en sus parámetros.
- Los valores de las variables explicativas no son estocásticas.
- La esperanza matemática de la perturbación  $\mu_t$  es igual a 0.
- La varianza de  $\mu_t$  es constante en todas las observaciones (condición de homocedasticidad).
- No existe autorrelación serial entre las perturbaciones.
- No existe asociación perfecta ni significativa (lineal) entre las variables explicativas del modelo (condición de no multicolinealidad).

---

<sup>1</sup> Para una descripción más exhaustiva de este método y de los supuestos en que se sustenta ver anexo 1.

- El modelo de regresión se encuentra especificado correctamente.

El cumplimiento de todos estos supuestos nos darán como resultado estimadores insesgados, consistentes y eficientes.

### **III.II.Herramientas estadísticas utilizadas<sup>2</sup>**

- $R^2$  : Coeficiente de Determinación: indica en que proporción las variaciones de la variable dependiente son explicadas por el modelo propuesto.
- $\bar{R}^2$ : Coeficiente de Determinación ajustado por grados de libertad: La diferencia entre este indicador y el anterior, se debe fundamentalmente a que este último penaliza la introducción de parámetros adicionales en el modelo. Generalmente se recomienda el uso de este estadístico ya que de alguna forma tiende a evitar la sobreparametrización (Uriel, 1985).
- Test F de Snedecor: Es una prueba que tiene por objeto medir la significación global del modelo econométrico propuesto. La hipótesis nula indica que el modelo es globalmente no significativo [  $H_0$ )  $\beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$  ]. Para contrastar esta hipótesis, se calcula el valor F empírico y se lo compara con el valor F crítico de tabla con grados de libertad igual a:

$gl_1$  = número de variables explicativas (excluida la constante).

$gl_2$  = tamaño de la muestra menos parámetros a estimar.

Si el valor del F empírico resulta ser mayor que su nivel crítico, entonces se rechaza la hipótesis nula y se deduce la significatividad global del modelo. De lo

---

<sup>2</sup> Para más detalles acerca de las técnicas de análisis utilizadas, ver anexo 1.

contrario, se estaría aceptando la hipótesis de no significatividad. Análogamente, si el p-value asociado al valor F empírico resulta ser superior al nivel de significación  $\alpha$  ( 0,01 ó 0,05), entonces estaríamos aceptando la hipótesis nula, en caso contrario, la rechazaríamos.

- Test t de Student: Esta prueba tiene por objeto medir el grado de significación de las variables explicativas del modelo tomadas en forma separada. La hipótesis nula del test es que dichas variables son no significativas. [  $H_0$ )  $\beta_0 = 0$ ,  $\beta_1 = 0, \dots, \beta_k = 0$ ]. Si a un determinado nivel de significación  $\alpha$ , el valor t empírico es mayor a su nivel crítico (es decir, que el p-value asociado al t empírico es menor al nivel de significación escogido), entonces la variable en cuestión resulta significativa. De lo contrario se estaría aceptando la hipótesis de que la variable es no significativa (en este caso el p-value resulta ser mayor que el nivel de significación escogido).

- Estadístico d de Durbin – Watson: Este indicador tiene por objeto detectar la presencia de correlación serial de primer orden entre las perturbaciones.

Su fórmula es:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (\mu_t - \mu_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \mu_t^2}$$

El valor que resulta de la aplicación de esta fórmula se compara con los valores críticos de tabla  $d_u$  y  $d_l$ . Así si el estadístico se encuentra entre  $d_u$  y  $4 - d_u$  se acepta la hipótesis nula de que no existe autocorrelación positiva. Si el valor es menor a  $d_l$  o mayor a  $4 - d_l$  entonces se rehaza la hipótesis nula y se reconoce la existencia de autocorrelación. Sin embargo, si el valor del estadístico se encuentra entre  $d_l$  y  $d_u$  o entre  $4 - d_u$  y  $4 - d_l$ , entonces no se podrá determinar la existencia o no de autocorrelación ( de primer orden).

- Funciones de autocorrelación parcial y simple (estimadas): Estas funciones

tienen por objeto analizar el proceso generador temporal de las perturbaciones. Construyendo intervalos de confianza a partir de la información de las funciones estimadas y su correspondiente dispersión, será posible la identificación del proceso generador estocástico, es decir, si las perturbaciones siguen o no un patrón sistemático en su evolución (Peña, 1989).

- Prueba de Rachas: Es un test no paramétrico que tiene por objeto analizar si la secuencia entre las perturbaciones positivas y negativas sigue o no un proceso aleatorio. En caso afirmativo, entonces podremos concluir que las perturbaciones se encuentran no correlacionadas.
- Coeficiente de Correlación de Pearson ( $r_{ij}$ ) : este coeficiente mide el grado de asociación entre dos variables (i y j). Su valor se encuentra comprendido entre  $-1$  y  $1$ . Si el indicador adquiere valor positivo existe relación directa entre las variables analizadas, si por el contrario adquiere valor negativo la relación es inversa. Si el coeficiente es igual a  $0$  no existe asociación entre ellas (independencia).

En este trabajo, este estadístico se utiliza para analizar el caso de colinealidad entre las variables explicativas de un modelo. Sin embargo su uso es limitado en caso de que el modelo econométrico tenga más de dos variables explicativas, ya que la asociación entre 2 variables se encuentra influida por los movimientos del resto (Gujarati, 1995).

- FIV: Factor de inflación de varianzas: es un indicador que relaciona la matriz de correlación entre las variables explicativas ( $R$ ) y su inversa ( $R^{-1}$ ). Así como la matriz  $R$  contiene la información de las variables explicativas tomadas de dos,  $R^{-1}$  tiene en cuenta la dependencia conjunta. De esta manera si los elementos diagonales de ( $R^{-1}$ ) adquieren valores superiores a  $10$ , estaremos en presencia de multicolinealidad severa en el modelo econométrico (Peña, 1989).

$$FIV = \text{diag}(R^{-1}) = \frac{1}{(1 - R_{i, \text{otras}}^2)}$$

- IC: Índice de condicionamiento: Es un estadístico que tiene por objeto medir el grado de asociación entre las variables independientes del modelo. En general se admite que existe alta multicolinealidad entre las variables, si el IC se encuentra comprendido en el intervalo 30 – 100.

$$IC = \sqrt{\frac{\max .autovalor.matriz}{\min .autovalor.matriz}}$$

- K-S: Estadístico de Kolmogorov-Smirnov: Es un estadístico que permite corroborar la existencia de normalidad en los residuos. La importancia que tiene la verificación de esta hipótesis, se halla en el hecho de que los test t y F carecerían de validez en caso de rechazarse esta condición.  
El procedimiento de testeo, comienza comparando la distribución de los residuos con una distribución normal  $N(0, \delta^2)$ , a un determinado nivel de especificación  $\alpha$  (1% ó 5%). Si el valor observado es menor al teórico ( $p\text{-value} < \alpha$ ) se rechaza la hipótesis de que los residuos se distribuyen normalmente, si en cambio, el valor calculado es mayor al nivel de especificación propuesto, entonces se aceptaría la hipótesis nula de normalidad en la distribución residual.
- Estadístico de Chow. Es un test, que tiene por objeto evaluar si un modelo econométrico resulta estable en los coeficientes en períodos considerados como ampliamente diferenciados.

$$F_{e\ n2, n1 - g} = \frac{(\sum_{t=1}^n \tilde{e}_t^2 - \sum_{t=1}^{n1} \tilde{e}_t^2)/n_2}{(\sum_{t=1}^{n1} \tilde{e}_t^2)/(n_1 - g)}$$

En donde:

$g$  : la cantidad de parámetros a estimar por el modelo.

$n_1$ : número de observaciones del primer período considerado.

$n_2$  : número de observaciones del segundo período considerado.

$\sum \tilde{e}_t^2$ : sumatoria de los residuos al cuadrado.

- R.M.S : Raíz cuadrada del valor promedio de la suma de los errores al cuadrado. Es estadístico que tiene por objeto determinar la capacidad predictiva de la función estimada, fuera del período muestral.

$$\text{RMS} : \frac{[\sum_{t=1}^n (e_i - o_i)^2]^{1/2}}{N}$$

En donde:

$e_i$  = valor estimado de la variable endógena.

$o_i$  = valor observado de la variable endógena.

$N$  = número de predicciones.

Una vez hallado el coeficiente R.M.S, este se divide por el valor promedio que adquiere la variable observada una vez finalizado el período muestral. Generalmente, cuando esta razón es inferior al 5 % , entonces se puede concluir que el modelo genera predicciones post – muestrales, con precisión considerable (Judge, 1982).

### **III.III. Especificación del Modelo Global.**

A fin de contrastar la 1ra hipótesis del trabajo, se especifica en forma lineal el siguiente modelo:

$$\text{INDBOLSA}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{EMBI}_t D_{1t} + \beta_2 \text{INTDOLAR}_t D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 \text{EMA}_t D_{4t} + \beta_5 \text{REND}^e_t D_{5t} + \mu_t$$

En donde:

INDBOLSA<sub>t</sub> : Se refiere al índice de valor de las acciones ordinarias, expresado en dólares en el período t.

EMBI<sub>t</sub> : se refiere a la prima de riesgo país vigente en el período t.

D<sub>1t</sub> : variable ficticia de carácter binaria (0,1), que adquiere valor 1 desde Enero de 1997 hasta Junio del 2001, luego su valor es 0 a partir de Julio de 2001 hasta finalizar la muestra analizada (Junio de 2004).

INTDOLAR<sub>t</sub> : tasa nominal anual anunciada en el período t, para depósitos en plazo fijo en dólares.

D<sub>2t</sub> : variable ficticia de carácter binaria (0,1), que asume el valor 1, desde Enero de 1997 hasta Noviembre del 2001, a partir de Diciembre de 2001 ésta adquiere valor 0 hasta finalizar la muestra analizada (Junio de 2004).

D<sub>3t</sub> : variable ficticia de carácter binaria (0,1) que asume el valor 0 desde Enero de 1997 hasta Noviembre de 2001. A partir de Diciembre del mismo año y hasta finalizar el período analizado, la variable adquiere valor 1. Con esta variable se pretende recoger el efecto que tuvo la devaluación, la pesificación asimétrica, etc., sobre el valor de mercado de las acciones ordinarias (en dólares).

$\underline{EMA}_t$  : Estimador mensual de actividad.

$\underline{D}_{4t}$  : variable ficticia de carácter binaria (0,1), adquiere valor 1 desde Enero de 1997 hasta Diciembre de 2001, luego esta variable asume el valor 0 para el período comprendido entre Enero de 2002 y Junio de 2004.

$\underline{REND}_t^e$  : Se refiere a la expectativa de rendimiento en el período t, que los agentes económicos esperan obtener de una cartera de acciones.

$\underline{D}_{5t}$  : variable ficticia de carácter binaria (0,1), adquiere valor 1 desde Diciembre de 2001 hasta finalizar el período muestral (Junio de 2004), para el período comprendido entre Enero de 1997 hasta Noviembre de 2003 la variable adquiere valor 0.

$\underline{\mu}_t$  : termino de perturbación estocástica.

$\underline{\beta}_0, \underline{\beta}_1, \underline{\beta}_2, \underline{\beta}_3, \underline{\beta}_4, \underline{\beta}_5$  : parámetros a estimar por el modelo econométrico.

## **2.1. Valores esperados de los coeficientes: (Ceteris Paribus)**

$\beta_1$  : Es de esperar que ante un incremento en la tasa de riesgo país, el valor de mercado de las acciones ordinarias (VMAO) disminuya. Por tanto, el signo del coeficiente  $\beta_1$  será negativo.

$\beta_2$  : Es de esperar que ante un incremento en la tasa de interés pasiva, el valor de mercado de las acciones ordinarias (VMAO) disminuya. Por tanto, el signo del coeficiente  $\beta_2$

será negativo.

$\beta_3$ : Es de esperar que la ruptura del régimen cambiario y la crisis financiera desatada a partir de Diciembre de 2001 tenga como consecuencia, una contracción significativa en el valor mercado de las acciones ordinarias. Por tanto, el signo del coeficiente  $\beta_3$  será negativo.

$\beta_4$  : Es de esperar que ante el incremento en la actividad agregada, el valor de mercado de las acciones ordinarias (VMAO) aumente. Por tanto, el signo del coeficiente  $\beta_4$  será positivo.

$\beta_5$  : Es de esperar que ante un incremento en la expectativa de rendimiento por parte de los agentes económicos en torno a una cartera de acciones diversificada en el período  $t$ , tenga como consecuencia, un incremento efectivo en el valor de mercado de las acciones ordinarias (VMAO) en dicho período. Por tanto, el signo del coeficiente  $\beta_5$  será positivo.

### **III.IV Análisis y definición de las variables del modelo**

#### **Índice Bolsa (INDBOLSA<sub>t</sub>)**

**Definición Conceptual :** Es un índice de valor referido a una cartera de acciones pertenecientes a 69 empresas cotizantes en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires (BCBA). Dicho índice se encuentra ponderado por la capitalización bursátil y su importe (pesos corrientes) surge de la división entre el importe agregado de la capitalización bursátil de las acciones componentes, por el concepto análogo referido a la fecha base. Este cociente se multiplica por el valor inicial que es ( U\$S = \$) **19570,98** correspondiente al valor promedio de Junio de 2000.

En fórmula :

$$I_t = 19570,98 \frac{\Sigma(K_{it}P_{it})}{\Sigma(K_{i0}P_{i0})}$$

En donde :

$I_t$  : valor del índice Bolsa en el período t.

$K_{it}$ : capital considerado de la acción i en el período t.

$K_{i0}$ : capital considerado de la acción i en el período 0 (base).

$P_{it}$  : precio de la acción i en el período t.

$P_{i0}$  : precio de la acción i en el período 0 (base).

En este trabajo, se utiliza el Índice Bolsa promedio mensual, (desde Enero de 1997 a Junio de 2004) expresado en valores corrientes. A fin de aislar la inflación interna, este índice se encuentra convertido en dólares corrientes mediante la utilización del tipo de cambio nominal vigente en el período t.

## Análisis de la Variable

### Período 1/97 a 12/2001

#### **Cuadro 1: Análisis Descriptivo del Índice Bolsa.**

**Período: Enero de 1997-Diciembre de 2001.**

	N	Mínimo	Máximo	Media	Desv. típ.
BOLSA	60	9688,28	24558,96	19020,7582	3336,60997
N válido (según lista)	60				

Elaboración propia en base a datos provistos por la Bolsa de Comercio de Buenos Aires ([www.bolsar.com](http://www.bolsar.com))

A partir del Cuadro N°1, se puede observar que el valor promedio de la serie analizada, alcanza los U\$S 19020,75. La variabilidad de la serie, medida a partir del porcentaje de la Desviación Típica sobre la Media Aritmética, oscila en el orden del 17,54 %. Por último, el mínimo valor registrado en el Índice Bolsa, se halla en Noviembre de 2001 con un valor de U\$S 9688,28 y el valor máximo en Abril de 1997 con U\$S 24558,96.

### Período 1/2002 a 6/2004

#### **Cuadro 2: Análisis Descriptivo del Índice Bolsa.**

**Período: Enero de 2002-Junio de 2004.**

	N	Mínimo	Máximo	Media	Desv. típ.
BOLSA	30	4971,82	18213,90	10530,6657	3970,77809
N válido (según lista)	30				

Elaboración propia en base a datos provistos por la Bolsa de Comercio de Buenos Aires ([www.bolsar.com](http://www.bolsar.com))

Observando el cuadro 2, vemos que el valor medio de la serie durante este período es de U\$S 10530,66. Comparativamente, se evidencia una caída de este estadístico en torno al 44,63 % en relación con el período anterior. Por su parte, la variabilidad de la serie medida a partir de la razón desvío- media, alcanza un valor del 37,71 %. Este último indicador, se ha incrementado con relación al período anterior en

el orden del 115%. Por último, el mínimo valor de la serie se registra en Junio de 2002 con un valor de US\$ 4971,82, y su valor máximo, lo encontramos en Marzo de 2004 con un valor de US\$ 18213,90, siendo ambos valores inferiores a los hallados en el período anterior

### **Tasa de Riesgo País (EMBI<sub>t</sub>)**

**Definición Conceptual :** *Emerging Markets Bond Index* , índice de Bonos para Mercados Emergentes, se refiere a aquel indicador que muestra el spread en la tasa de interés que habría de pagar una emisión de deuda soberana sobre los Bonos (de idéntica maduración) del tesoro de Estados Unidos, cuando el país emergente solicita un crédito en el mercado internacional de capitales.

Este indicador se expresa en puntos básicos y 100 unidades corresponden al 1% de sobretasa. También se reconoce a este índice como prima de riesgo país.

**D<sub>1t</sub> :** es una variable ficticia de carácter binario. El objeto de ponderar la variable EMBI<sub>t</sub> por D<sub>1t</sub> , se halla en que a partir de Julio de 2001, el producto EMBI<sub>t</sub>D<sub>1t</sub> es 0, dado que a partir de esta fecha se considera irrelevante esta prima de riesgo debido fundamentalmente a :

- La Argentina pierde acceso en el mercado internacional de capitales, luego del denominado “Mega Canje”(Sevares, 2002).
- En Junio de 2001, la prima promedio mensual fue de 956 puntos básicos, alcanzando para el mes de Julio un valor de 1410 puntos, lo cual era indicativo de que la dinámica de la deuda pública argentina se volvería virtualmente insostenible(Mussa, 2002).
- Con valores superiores a 1000 puntos básicos, en forma recurrente, se corrompe la relación de arbitraje financiero, dando lugar a la generación de expectativas adversas en torno al futuro mediato de los fundamentos macroeconómicos e institucionales del país emisor de deuda (Sevares, 2002).

### Análisis de la Variable $EMBI_tD_{1t}$

#### **Cuadro 3: Análisis Descriptivo del Índice EMBI.**

**Período: Enero de 1997-Junio de 2001.**

	N	Mínimo	Máximo	Media	Desv. típ.
EMBI	54	325,90	1186,90	708,2926	215,60422
N válido (según lista)	54				

Elaboración propia, en base a datos del Centro de Economía Internacional ([www.cei.gov.ar](http://www.cei.gov.ar))

Como se puede observar en el cuadro 3, el valor medio de la serie Riesgo País, alcanza un valor de 708,3 puntos básicos. La variabilidad promedio medida a partir de la razón desvío-media, alcanza un nivel del 30,4 %. El elevado valor que presenta este último indicador, es analizable también desde la diferencia absoluta que se halla entre el mínimo y máximo valor de la serie, que se registran respectivamente, en Agosto de 1997 con 325,9 puntos y Septiembre de 1998 con 1186,9 puntos básicos.

### Tasa de Interés ( $Intdolar_tD_{2t}$ )

**Definición Conceptual :** Rendimiento que se obtiene desde la colocación de un depósito en plazo fijo (en dólares). La tasa se encuentra expresada como T.N.A (tasa nominal anual, vencida) y se aplica para colocaciones entre 7 y 59 días.

**$D_{2t}$  :** es una variable de tipo binaria que asume el valor 1 para el período comprendido entre Enero de 1997 hasta Noviembre de 2001, luego adquiere el valor 0 para el resto de la muestra analizada (12-2001, 6-2004).

La justificación del porque del uso de esta variable ficticia, se halla en el hecho de que la tasa de interés en dólares pierde relevancia como indicador de arbitraje a partir de Diciembre de 2001, dado que se han generado restricciones en el uso y disposición de los depósitos bancarios (corralito financiero) a la vez que se genera una fuerte expulsión de capitales en el sistema financiero nacional. Si bien el drenaje se ha revertido a partir

de mediados del año 2003, los niveles de depósitos actuales son considerablemente inferiores a los vigentes en el período 1997-2001.

Así, para el período comprendido entre Enero de 1997 y Noviembre de 2001, nos encontramos con un promedio mensual de los depósitos totales en el orden de los 40876,3 millones de dólares. Sin embargo para el segundo período analizado (12-2001, 6-2004), el promedio mensual registrado, alcanza los 7296,62 millones, por tanto, los depósitos totales en el sistema financiero se han reducido a una tasa promedio del 82,15 %<sup>3</sup>.

### **Análisis de la Variable**

#### **Cuadro 4: Análisis Descriptivo de la Tasa de Interés.**

**Período: Enero de 1997-Noviembre de 2001.**

	N	Mínimo	Máximo	Media	Desv. típ.
Intdolar <sub>t</sub> D <sub>2t</sub>	59	5,56	13,75	7,0797	1,89956
N válido (según lista)	59				

Elaboración propia en base a datos provisto por el B.C.R.A (www.bcr.gov.ar)

A partir del cuadro 4, se puede observar que el valor medio de la Tasa de Interés pasiva, alcanza un nivel del 7,08 % para el período Enero de 1997-Noviembre de 2001. La variabilidad de la serie, medida desde la razón Desvío-Media, oscila en torno al 26,83%. Por último, la tasa mínima se registra en Abril de 1999 con valor de 5,56 %, mientras que el valor máximo lo encontramos en Agosto de 2001 con un nivel del 13,75 %.

### **D<sub>3t</sub>**

**Definición conceptual :** Variable ficticia de carácter binaria (0,1) que asume el valor 0 desde Enero de 1997 hasta Noviembre de 2001, fecha a partir de la cual, su valor es 1 hasta finalizar la muestra analizada (Junio de 2004). El objeto de esta variable, es captar el efecto que tuvieron los siguientes factores (entre otros), en la evolución del V.M.A.O:

<sup>3</sup> Fiel, en base a estadísticas del B.C.R.A. y el F.M.I.

- La crisis política y económica iniciada a partir de mediados del año 2001.
- El derrumbe del sistema financiero nacional (Sevares, 2002).
- Las expectativas de los agentes económicos en torno al nuevo escenario macroeconómico.
- La reestructuración de los pasivos financieros de las empresas cotizantes.
- Negociación con los acreedores privados (Bonos en default).

### **Estimador Mensual de Actividad ( $EMA_t D_{4t}$ )**

**Definición Conceptual :** Índice de cantidades (Laspeyres), que se utiliza a fin de prever el comportamiento del PBI trimestral, a precios constantes de 1993. El presente índice muestra la evolución de la economía real . Es un indicador que se elabora a partir de la agregación de las estimaciones realizadas para cada uno de los sectores económicos.

**$D_{4t}$**  : variable ficticia de carácter binario, que asume el valor 1 para el período comprendido entre Enero de 1997 y Diciembre 2001, y luego adquiere valor 0 para resto de la muestra (1/2002 – 6/2004). La razón del uso de esta variable se debe al hecho de que  $D_{3t}$  contiene el efecto de la caída abrupta del producto que se registra a partir de Enero de 2002 (crisis económica).

### **Análisis de la Evolución de la Actividad Agregada (EMA)**

**Cuadro 5: Análisis Descriptivo de la Actividad Agregada.**

**Período: Enero de 1997-Diciembre de 2001.**

	N	Mínimo	Máximo	Media	Desv. típ.
EMA	60	103,10	128,50	117,0483	6,81341
N válido (según lista)	60				

Elaboración propia, en base a datos provistos por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos ([www.indec.gov.ar](http://www.indec.gov.ar))

Como se observa en el cuadro 5, la actividad agregada en el período considerado (1/1997 – 12/2001), ha crecido con respecto al año base (1993) un 17,05 %. La variabilidad de la serie, medida a partir de la razón desvío-media, alcanza un nivel del 39,94 %. El elevado valor que adquiere este indicador, radica en el hecho de que el Producto ha experimentado tasas de crecimiento elevadas hasta el final de la década y

luego ha revertido este comportamiento a partir del año 2000 (ciclo recesivo). Por último, el mínimo valor registrado se halla en Diciembre de 2001, y el máximo en Mayo de 1998.

### **Índice de Rendimiento real ( $Rend_t D_{5t}$ )**

**Definición Conceptual :** Se refiere al índice de rendimiento mensual (real y en pesos de diciembre de 2001) que se obtiene de una cartera de acciones cuyo valor inicial es de 100. Este índice fue confeccionado por la Bolsa de Comercio de Buenos Aires y supone además que la cartera de activos se construye a partir del principio de diversificación (es decir, intentando, mediante la re – inversión de utilidades devengadas, estructurar una cartera accionaria, tal que elimine el riesgo único en su variabilidad).

**$D_{5t}$  :** es una variable ficticia de carácter binaria (0,1), que asume valor 1 en el período comprendido entre Diciembre de 2001 y Junio de 2004 y valor 0 desde Enero de 1997 hasta Noviembre de 2001.

Dado que el período comprendido entre Enero de 1997 y Diciembre de 2001, el valor de mercado de las acciones ordinarias se encuentra explicado por la tasa de interés, el riesgo país y la actividad agregada, el eventual impacto del rendimiento esperado de los agentes económicos se encontraría altamente asociado a los movimientos de dichas variables, debido fundamentalmente a que:

- Entre la tasa de interés, el riesgo país y el rendimiento esperado de una cartera de acciones, media una relación de sustitución, es decir se espera que ante incrementos en la tasa de interés, los agentes económicos (en contexto de estabilidad macroeconómica) decidan redistribuir parte de sus fondos (cartera accionaria) colocándolos en el sistema bancario (Apreada, 1997). Por su parte, ante incrementos en la tasa de riesgo país, no sólo puede acrecentarse el costo de oportunidad del agente económico en relación a la tenencia de activos de capital versus activos de deuda (Apreada, 1997), sino que también, el riesgo institucional asociado al incremento de la prima de riesgo país, puede ser concebido por parte del agente económico como una “amenaza latente” en la dinámica de sus ahorros financieros (aversión al riesgo).

- Entre la actividad agregada y el rendimiento esperado es posible identificar una asociación positiva, dado que los agentes económicos percibirán que ante incrementos en los niveles del producto, conllevarán a la expansión de los beneficios esperados de las empresas cotizantes, por tanto, es de esperar que el precio de las acciones aumente (con las salvedades descriptas en el marco teórico).

**Rend<sub>t</sub><sup>e</sup>**: Se refiere a la expectativa de rendimiento en el período t , que los agentes económicos esperan obtener de una cartera de acciones. Dado que esta variable no es observable directamente, hemos de suponer una serie de condiciones a fin de modelizar este comportamiento.

Supuestos :

- Los agentes usan la información disponible en el momento de formar sus expectativas.
- Los agentes no cometen errores sistemáticos en la formación de expectativas, es decir, que revisan sus errores para no incurrir en ellos en el futuro.
- Las expectativas de rendimiento en t se forman a partir del conocimiento del valor del Índice bolsa en (t-1) y su variabilidad en (t-1, simbolizada como  $\delta_{t-1}$ ). Suponiendo además que los agentes considerarán lo siguiente :

c.1) cuando el valor del índice bolsa en (t-1), se incremente, su expectativa de rendimiento en (t) también lo hará (ceteris paribus).

c.2) cuando se incremente la variabilidad del índice bolsa en t-1, los agentes ajustarán (hacia la baja) la expectativa de rendimiento en t (ceteris paribus) de su cartera de acciones.

c.3)

$$\text{Rend}_t^e = E_t[\text{Rend}_t / I_{t-1}]$$

$E_t$  : representa la esperanza matemática de la variable Rend en el período t , condicional a la información disponible en t-1.

$I_{t-1}$ : es el conjunto de información disponible en t-1 (IndBolsa<sub>t-1</sub> y  $\delta_{t-1}$ ).

De esta manera obtenemos el modelo para estimar la expectativa racional de Rend<sup>c</sup><sub>t</sub>.

$$\text{Rend}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{IndBolsa}_{t-1} + \beta_2 \delta_{t-1} + \mu_t$$

d) El operador de expectativas E tiene las siguientes propiedades:  
(Argandoña et. al, 1994)

d.1) Es un predictor insesgado de Rend<sub>t+1</sub> :

$$\begin{aligned} E_t[\text{Rend}_{t+1} - E(\text{Rend}_{t+1})] &= E_t [\text{Rend}_{t+1} - \text{Rend}_t] = \\ E_t \text{Rend}_{t+1} - E_t \text{Rend}_t &= \text{Rend}_t - \text{Rend}_t = 0. \end{aligned}$$

d.2) Es un predictor eficiente, o sea, la varianza del error de predicción de este predictor es menor que la varianza del error de cualquier otro:

$$\begin{aligned} \delta^2(\text{Rend}_{t+1} - E_t \text{Rend}_{t+1}) &= E_t(\text{Rend}_{t+1} - E_t \text{Rend}_{t+1})^2 = \\ E(\mu_{t+1}^2) &= \sigma^2, \text{ y ésta es la mínima varianza posible, porque } \mu_{t+1} \text{ esta distribuida independientemente de los acontecimientos previos (es impredecible). \end{aligned}$$

## IV Resultados

### Resultados IV.I: “Modelo de Expectativas Racionales, Rendimiento Esperado”

Para el modelo propuesto:

$$(a) \text{ Rend}_t^e = \beta_0 + \beta_1 \text{IndBolsa}_{t-1} + \beta_2 \delta_{t-1} + \mu_t$$

Los resultados obtenidos, luego de efectuar en el análisis de regresión (mediante el uso del método de los mínimos cuadrados ordinarios), son los siguientes:

**Cuadro 6: Coeficiente de Determinación**

Modelo	R	R cuadrado	R cuadrado corregida	Error típ. de la estimación
1	,942(a)	,886	,878	17,10136

a Variables predictoras: (Constante),  $\delta_{t-1}$ ,  $\text{INBOLSA}_{t-1}$

b Variable dependiente:  $\text{REND}_t^e$

Como se observa en el cuadro 6, el coeficiente de determinación 0,878 nos indica que el 87,8 % de las variaciones del rendimiento esperado, son explicadas por las variables del modelo, lo cual otorga señales de un alto poder explicativo del modelo.

**Cuadro 7 : Análisis de la Varianza**

Modelo		Suma de cuadrados	Gl	Media cuadrática	F	Sig.
1	Regresión	61629,609	2	30814,804	105,365	,000(a)
	Residual	7896,329	27	292,457		
	Total	69525,938	29			

Variables predictoras: (Constante),  $\delta_{t-1}$ ,  $\text{INBOLSA}_{t-1}$

Variable dependiente:  $REND_t^e$

Por su parte, nuestro modelo resulta globalmente significativo dado que se rechaza la hipótesis nula del test F, indicando que el modelo resulta globalmente significativo ( $p\text{-value} < 0,05$ ).

**Cuadro 8: Análisis de los Coeficientes**

		Modelo		
		1		
		(Constante)	INBOLSA <sub>t-1</sub>	$\delta_{t-1}$
Coeficientes no estandarizados	B	74,898	,011	-,706
	Error típ.	10,815	,001	,172
Coeficientes estandarizados	Beta		,898	-,267
<b>T</b>		<b>6,925</b>	<b>13,837</b>	<b>-4,108</b>
<b>Sig.</b>		<b>,000</b>	<b>,000</b>	<b>,000</b>
Intervalo de confianza para B al 95%	Límite inferior	52,708	,010	-1,059
	Límite superior	97,088	,013	-,353

a Variable dependiente:  $REND_t^e$

Por su parte, los coeficientes de regresión, resultan ser significativos, ya que el p-value asociado a cada estadístico t (correspondientes a cada uno de los parámetros), es menor en cada caso al nivel de significación propuesto (0,05), así las hipótesis nulas,  $H_0) \beta_0 = 0$ ,  $H_0) \beta_1 = 0$ ,  $H_0) \beta_2 = 0$ , *son rechazadas*.

Observando los coeficientes estandarizados, podemos apreciar, que la evolución del índice Bolsa es lo que, en mayor medida, han de considerar los agentes económicos a la hora de evaluar sus expectativas en relación a la dinámica del rendimiento.

De esta manera, podemos afirmar (con un nivel de confianza del 95 %), que los verdaderos parámetros correspondientes a cada una de las variables del modelo y del coeficiente autónomo se encontrarán en los siguientes intervalos.

- ◆  $52,7 \leq \beta_0 \leq 97,088$
- ◆  $0,010 \leq \beta_1 \leq 0,013$
- ◆  $-1,059 \leq \beta_2 \leq -0,353$

*Análisis de los supuestos del modelo clásico de regresión*

**No existe Multicolinealidad entre las variables explicativas del modelo**

**Cuadro 9: Correlaciones**

		REND <sup>e</sup> <sub>t</sub>	INBOLSA <sub>t-1</sub>	δ <sub>t-1</sub>
Correlación de Pearson	REND <sup>e</sup> <sub>t</sub>	1,000	,903	-,685
	INBOLSA <sub>t-1</sub>	,903	1,000	-,020
	δ <sub>t-1</sub>	-,685	-,020	1,000

Como se observa en el cuadro 9, el coeficiente de correlación simples entre las variables explicativas del modelo, resulta ser bajos (-0,02), lo que implica (para un modelo con 2 variables explicativas), que no existiría un problema de colinealidad entre las variables.

**Cuadro 10 : Diagnósticos de colinealidad(a)**

Modelo	Dimensión	Autovalor	Índice de condición	Proporciones de la varianza		
				(Constante)	INBOLSA <sub>t-1</sub>	δ <sub>t-1</sub>
1	1	2,762	1,000	,01	,01	,03
	2	,186	3,857	,02	,21	,76
	3	,053	7,252	,97	,77	,21

a Variable dependiente: REND<sup>e</sup><sub>t</sub>

Dado que el índice de condición, para cada dimensión, adopta un valor inferior a 30, podemos indicar que en el modelo propuesto, las variables explicativas del modelo, ***no tienen una asociación estadística significativa.***(cuadro 10)

**Cuadro 11 : Análisis de Colinealidad**

Modelo		Estadísticos de colinealidad	
		Tolerancia	FIV
1	INBOLSA1	1,000	1,000
	VARIABLE	1,000	1,000

Variable dependiente: REND<sup>e</sup><sub>t</sub>

De igual manera, el índice FIV ( factor de inflación de varianza), adopta para cada variable explicativa, un valor inferior a 10, reforzándose así, ***la hipótesis de no-colinealidad entre las variables explicativas del modelo.***

## No existe Autocorrelación

**Cuadro 12: Estadístico Durbin-Watson**

Modelo	Durbin-Watson
1	1,396(b)

a Variables predictoras: (Constante),  $\delta_{t-1}$ ,  $INBOLSA_{t-1}$

b Variable dependiente:  $REND_t^e$

El estadístico D-W, es igual a 1,396, (cuadro12) utilizando los puntos críticos de  $d_l$  y  $d_u$  a un nivel de significación del 5 %, y considerando además que  $k = 2$  (número de variables explicativas, excluyendo la constante) y que  $n = 30$  (número de observaciones), encontramos que:

$$d_l = 1,284$$

$$d_u = 1,567$$

Sin embargo vemos que  $1,284 < D-W < 1,567$ , de esta manera no podremos afirmar acerca de la presencia o no, de correlación serial (de primer grado) en los residuos mínimos cuadráticos. (zona de indecisión del estadístico).

Por ello, y como señala Judge (1982), es necesario evaluar los coeficientes de autocorrelación simple y parcial de los residuos mínimos cuadráticos, a fin de precisar, si los mismos siguen o no un patrón temporal sistemático.

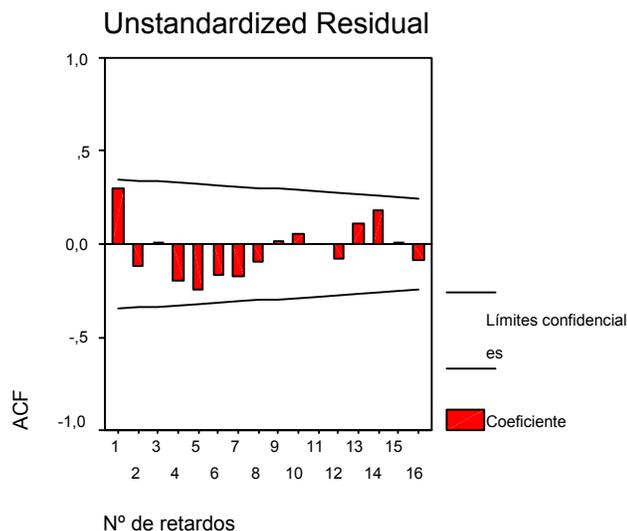


Gráfico B

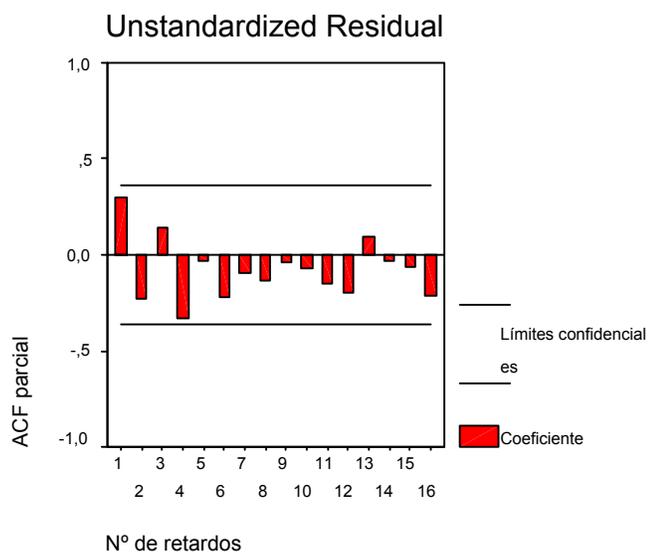


Gráfico C

Observando tanto las FACE (gráfico B), como las FACPE (gráfico C), podemos afirmar que los residuos mínimos cuadráticos siguen un patrón aleatorio, es decir, que se encuentran no correlacionados, esto se produce debido a que los coeficientes (de diferentes órdenes) se encuentran comprendidos en su totalidad, en las bandas de confianza propuestas.

Por su parte, utilizando la Prueba de Rachas, tanto para la Media aritmética como para la mediana de los residuos, encontramos que ambas pruebas realizadas, **confirman la no correlación residual de los residuos**, ya que los p-value asociados a los valores críticos empíricos, (Sig, asintótica, bilateral, Cuadro 13 y 14), son superiores al nivel de significación escogido (0,05), aceptándose así, la hipótesis nula de aleatoriedad en la secuencia.

**Cuadro 13: Prueba de Rachas (Mediana)**

	Unstandardize d Residual
Valor de prueba(a)	1,95913
Casos < Valor de prueba	15
Casos >= Valor de prueba	15
Casos en total	30
Número de rachas	11
Z	-1,672
Sig. asintót. (bilateral)	,094

a Mediana

**Cuadro 14: Prueba de Rachas (Media)**

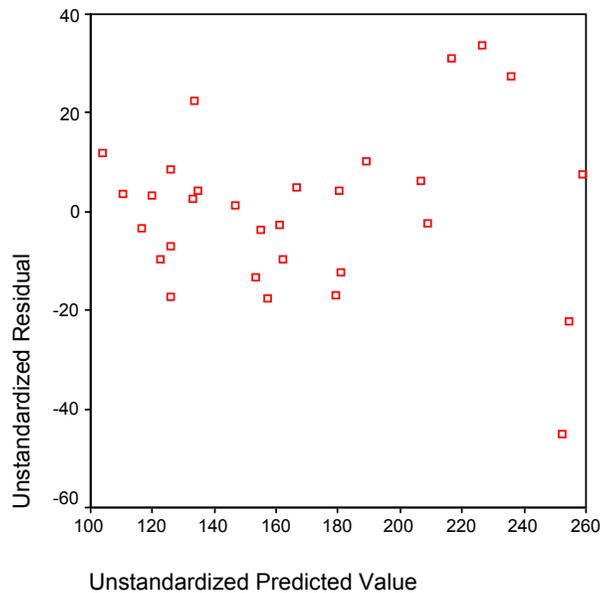
	Unstandardize d Residual
Valor de prueba(a)	,0000000
Casos < Valor de prueba	14
Casos >= Valor de prueba	16
Casos en total	30
Número de rachas	11
Z	-1,655
Sig. asintót. (bilateral)	,098

a Media

Del análisis de los instrumentos utilizados (D-W, FACE, FACPE, Prueba de Rachas), podemos concluir que los residuos mínimos cuadráticos del modelo, no se encuentran correlacionados. *Los agentes económicos no cometen errores de predicción sistemáticos en la expectativa de rendimiento de su cartera de acciones.*

### Las perturbaciones son homocedásticas

**Gráfico D : Prueba Gráfica de Heterocedasticidad Residuos Vs. Pronóstico**



Se observa en el gráfico d, que ha medida que el valor promedio estimado ( $\hat{Rend}_t$ ) se incrementa, también lo hacen los residuos, en otras palabras, existe evidencia de una relación sistemática en la información, por tanto existiría un patrón heterocedástico en

los residuos del modelo (violando así el supuesto de homocedasticidad en las perturbaciones).

A fin de hallar la variable explicativa causante del fenómeno de Heterocedasticidad, se han de realizar los gráficos parciales pertinentes (Residuos al cuadrado respecto a las variables explicativas).

#### Prueba Gráfica de Heterocedasticidad

Residuos Cuadráticos Vs. Variable explicativa, IndBolsa

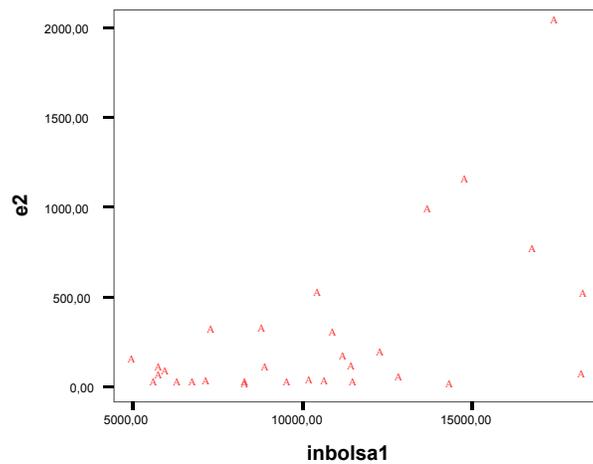


Gráfico E

#### Prueba Gráfica de Heterocedasticidad

Residuos Cuadráticos Vs. Variable explicativa, Variabilidad

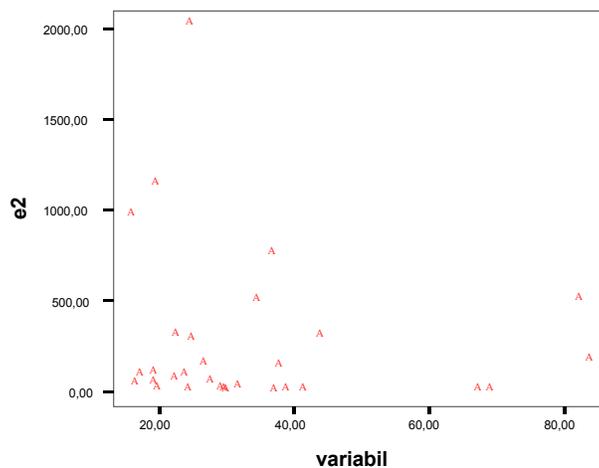


Gráfico F

En el caso del gráfico E, es definible un patrón sistemático de comportamiento entre el incremento de la variable independiente y el de los residuos al cuadrado. En caso de la variable “Variabilidad”, existe una mayor concentración de puntos dispersos en el margen inferior izquierdo (cuadro F). No obstante, realizaremos la Prueba de Park con el objeto de identificar cual de las variables explicativas es en definitiva la causante del fenómeno.

**Cuadro 15: Prueba de Park**

	Modelo		
	1		
	(Constante)	InBolsa <sub>t-1</sub>	$\delta_{t-1}$
Coefficientes no B	-12,282	1,974	-,472
estandarizados Error típ.	8,133	,839	,693
Coefficientes Beta		,409	-,119
estandarizados			
<b>T</b>	<b>-1,510</b>	<b>2,354</b>	<b>-,682</b>
<b>Sig.</b>	<b>,143</b>	<b>,026</b>	<b>,501</b>
Intervalo de Límite inferior	-28,970	,253	-1,894
confianza para B al Límite superior	4,406	3,694	,949
95%			

a Variable dependiente: Logaritmo natural de los residuos cuadráticos.

Observando el Cuadro 15, se puede apreciar que la única variable significativa (en la relación Residuos cuadráticos / Variable independiente) es InBolsa<sub>t-1</sub>, (el p-value asociado al estadístico t es inferior a 0,05).

Corrigiendo el problema de heterocedasticidad y re-estimando el modelo obtenemos<sup>4</sup>:

**Cuadro 16: Aplicación de mínimos cuadrados ordinarios**

	Modelo		
	1		
	(Constante)	InBolsa <sub>t-1</sub>	$\delta_{t-1}$
Coefficientes no B	,011	73,259	-,627
estandarizados Error típ.	,001	7,733	,145
Coefficientes Beta		1,049	-,478
estandarizados			
<b>T</b>	<b>14,653</b>	<b>9,473</b>	<b>-4,319</b>
<b>Sig.</b>	<b>,000</b>	<b>,000</b>	<b>,000</b>
Intervalo de Límite inferior	,010	57,391	-,925
confianza para B al Límite superior	,013	89,126	-,329
95%			

2 Variable dependiente: Rend<sub>t</sub><sup>e</sup>

<sup>4</sup> Para más detalles ver Anexo 2.

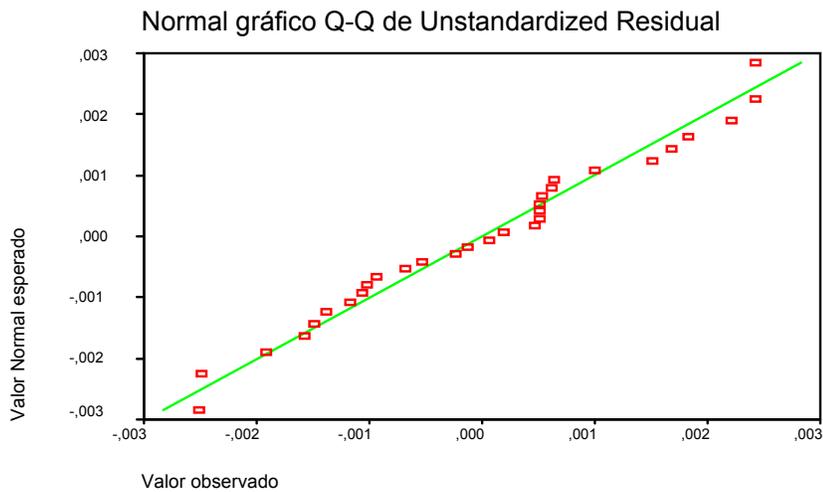
Como se observa en el cuadro 16, los parámetros resultan estadísticamente significativos, ya que los p-value asociados a cada estadístico t son menores al nivel de significación propuesto (0,05).

Finalmente el modelo resultante ( en variables originales) es el siguiente:

$$\hat{\text{Rend}}_t = 73,259 + 0,011 \text{ IndBolsa}_{t-1} - 0,627\delta_{t-1}$$

### **Análisis de Normalidad de los residuos**

A fin de evaluar este supuesto, se realiza la prueba gráfica (q-q Plot), de los residuos mínimos cuadráticos.



**Gráfico G**

Como se observa en gráfico G, los residuos aproximadamente se alinean en la relación Valor Normal esperado/ Observado, por tanto se podría inferir la normalidad de las perturbaciones. Como prueba formal, se realiza la prueba de Kolmogorov- Smirnov.

**Cuadro 18: Prueba de Kolmogorov-Smirnov para una muestra**

		Unstandardize d Residual
N		30
Parámetros normales(a,b)	Media	,0000000
	Desviación típica	,00139202
Diferencias más extremas	Absoluta	,096
	Positiva	,092
	Negativa	-,096
Z de Kolmogorov-Smirnov		,526
Sig. asintót. (bilateral)		,945

a La distribución de contraste es la Normal.

b Se han calculado a partir de los datos.

Como vemos en el cuadro 18, dado que el p-value asociado al estadístico Z de Kolmogorov- Smirnov es mayor al nivel de significación propuesto (0,05), entonces, podemos afirmar que los residuos del modelo se distribuyen normalmente.

Finalmente, ya habiendo analizado los supuestos del modelo clásico y efectuando las correcciones pertinentes para no invalidarlos, se ha de presentar el modelo final

$$\hat{\text{Rend}}_t^e = 73,259 + 0,011 \text{ IndBolsa}_{t-1} - 0,627\delta_{t-1}$$

**Interpretación de los Coeficientes:** Finalmente hemos de considerar que los coeficientes que acompañan a las variables independientes adquieren un signo que es compatible con la Teoría Económica y tal como habría sido propuesto previo en el proceso de estimación.

Por un lado, el agente económico condicionará su expectativa de rendimiento en relación a la “performance” que haya tenido el mercado en el período inmediato anterior. No obstante, la variabilidad en el comportamiento de los valores bursátiles en

períodos anteriores (t-1), hará que el agente re-ajuste hacia la baja su expectativa de rendimiento en el período t.

En relación a los coeficientes podemos afirmar que, ceteris paribus:

◆ Ante el incremento en una unidad en el índice Bolsa (en el período t-1), se prevé, que el rendimiento esperado para el período t aumente (en promedio) 0,011 puntos.

◆ Ante el incremento del 1 % en la variabilidad del índice bolsa (en el período t-1) se prevé que el rendimiento esperado para el período t disminuya (en promedio) 0,627 puntos.

#### **En Elasticidades Promedio (parciales y de corto plazo) :**

$$ERI = 0,011 * [168,0847/10450,352] = 0,684$$

Indicando que el incremento en el 1 % del índice Bolsa (en t-1), incrementará en promedio la expectativa de rendimiento ( en t) en el 0,684 % (ceteris paribus).

$$ERV = -0,627 * [33,777/168,0847] = -0,126$$

Indicando que el incremento en el 1 % de la variabilidad del índice Bolsa (en t-1), recortará en promedio, la expectativa de rendimiento ( en t) en el orden del 0,126 % (ceteris paribus).

## Resultados IV.II: Resultados del Modelo Global.

$$(b) \text{IndBolsa}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Tasa}_t D_{1t} + \beta_2 \text{Embi}_t D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 \text{EMA}_t D_{4t} + \beta_5 \text{Rend}^e_t D_{5t} + \mu_t$$

Los resultados obtenidos luego de regresar el modelo (mediante la aplicación del método de los mínimos cuadrados), son los siguientes:

**Cuadro 19: Coeficiente de Determinación(b)**

Modelo	R	R cuadrado	R cuadrado corregida	Error típ. de la estimación
1	,968(a)	,937	,933	1383,69478

a Variables predictoras: (Constante),  $\text{EMA}_t D_{4t}$ ,  $\text{EMBI}_t D_{2t}$ ,  $\text{TASA}_t D_{1t}$ ,  $\text{REND}^e_t D_{5t}$ ,  $D_{3t}$

b Variable dependiente:  $\text{IndBOLSA}_t$

Como se observa en el cuadro 19, el coeficiente de determinación (corregido por grados de libertad) nos indica que el 93,3 % de las variaciones del Índice Bolsa, son explicadas por las variables incluidas en el modelo. Ello le confiere al modelo un alto poder explicativo.

**Cuadro 20 : Análisis de Varianza(b)**

Modelo		Suma de cuadrados	Gl	Media cuadrática	F	Sig.
1	Regresión	2394896350,332	5	478979270,066	250,171	,000(a)
	Residual	160827343,420	84	1914611,231		
	Total	2555723693,752	89			

a Variables predictoras: (Constante),  $\text{EMA}_t D_{4t}$ ,  $\text{EMBI}_t D_{2t}$ ,  $\text{TASA}_t D_{1t}$ ,  $\text{REND}^e_t D_{5t}$ ,  $D_{3t}$

b Variable dependiente:  $\text{IndBOLSA}_t$

Por su parte, nuestro modelo resulta globalmente significativo dado que se rechaza la hipótesis nula del test F, indicando que el modelo resulta globalmente significativo (p-value < 0,05). (cuadro 20)

**Cuadro 21: Análisis de los Coeficientes (a)**

		Modelo					
		1					
		(Constante)	D <sub>3t</sub>	TASA <sub>t</sub> D <sub>1t</sub>	REND <sup>e</sup> <sub>t</sub> D <sub>5t</sub>	EMBI <sub>t</sub> D <sub>2t</sub>	EMA <sub>t</sub> D <sub>4t</sub>
<b>Coefficientes estandarizados</b>	<b>no B</b>	<b>25130,682</b>	<b>-28376,440</b>	<b>-1567,051</b>	<b>81,970</b>	<b>-3,500</b>	<b>62,93</b>
	Error típ.	1877,344	1906,427	105,521	5,538	,694	12,741
	Beta		-2,530	-1,086	1,282	-,252	,655
<b>T</b>		<b>13,386</b>	<b>-14,885</b>	<b>-14,851</b>	<b>14,801</b>	<b>-5,040</b>	<b>4,939</b>
<b>Sig.</b>		<b>,000</b>	<b>,000</b>	<b>,000</b>	<b>,000</b>	<b>,000</b>	<b>,000</b>
Intervalo de confianza para B al 95%	Límite inferior	21397,378	-32167,579	-1776,891	70,956	-4,881	37,593
	Límite superior	28863,986	-24585,300	-1357,211	92,983	-2,119	88,268

a Variable dependiente: IndBolsa<sub>t</sub>

Como vemos en el cuadro 21, el test t nos indica que cada una de las variables explicativas son significativas, ya que el p-value asociado a cada estadístico es inferior al nivel de significación propuesto (0,05).

Dados que los coeficientes  $\beta$ , se encuentran influidos por la escala de medida que adquieren las variables explicativas del modelo, podemos utilizar los coeficientes  $\beta$  estandarizados (Cuadro 21) con el objeto de apreciar el orden de importancia o impacto relativo que han tenido estas variables sobre la evolución del índice Bolsa. De esta manera y considerando el valor absoluto de estos coeficientes podemos afirmar que:

- La “pesificación asimétrica”, la crisis política, institucional y financiera, entre otros factores, han sido los factores que con mayor incidencia (negativa) han afectado la dinámica del índice Bolsa ( $\beta_{est.} = -2,53$ ).
- En segundo lugar, es la expectativa de rendimiento financiero lo que afecta considerablemente la evolución del índice Bolsa. ( $\beta_{est.} = 1,282$ ).
- En orden de influencia le siguen : 3) los cambios en la tasa de interés pasiva ( $\beta_{est.} = -1,086$ ), 4) la dinámica de la actividad agregada ( $\beta_{est.} = 0,655$ ) y por último 5) los cambios de la prima de riesgo país. ( $\beta_{est.} = -0,252$ ).

Por último, los verdaderos parámetros poblacionales correspondientes a la tasa de interés, el rendimiento esperado, la tasa de riesgo país, la variable ficticia de cambio estructural, la actividad agregada y el coeficiente autónomo, estarán definidos con una confianza del 95 %, dentro de los siguientes intervalos (Cuadro 21):

$$21397,37 \leq \beta_0 \leq 28863,98$$

$$-1567,051 \leq \beta_1 \leq -1357,211$$

$$-4,881 \leq \beta_2 \leq -2,119$$

$$-32167,579 \leq \beta_3 \leq -24585,3$$

$$37,593 \leq \beta_4 \leq 88,268$$

$$70,956 \leq \beta_5 \leq 92,983$$

**Análisis de los supuestos del método de los mínimos cuadrados.**

**Ausencia de Colinealidad, entre las variables explicativas del Modelo**

**Cuadro 22**  
**Coefficientes(a)**

Modelo		Estadísticos de colinealidad	
		Tolerancia	FIV
1	D <sub>3t</sub>	,044	22,985
	TASA <sub>t</sub> D <sub>1t</sub>	,155	6,453
	REND <sup>e</sup> <sub>t</sub> D <sub>5t</sub>	,108	9,297
	EMBI <sub>t</sub> D <sub>2t</sub>	,374	2,671
	EMA <sub>t</sub> D <sub>4t</sub>	,102	9,787

a Variable dependiente: IndBolsa<sub>t</sub>

Como vemos en el cuadro 22, el factor de inflación de varianza (FIV), representa para cada variable, un valor inferior a 10, por lo que la colinealidad entre las variables explicativas es insignificante o leve, sin embargo para la variable ficticia de “cambio estructural” (D<sub>3t</sub>) el FIV adquiere un valor de 22,985. No obstante, hemos de recordar que una de las falencias que tiene este indicador es que se encuentra influido por la escala de medida que tienen las diferentes variables del modelo. Por ello analizaremos el índice de condición:

**Cuadro 23**  
**Diagnósticos de colinealidad(a)**

	Modelo					
	1					
	Dimensión					
	1	2	3	4	5	6
Autovalor	3,529	2,138	,217	,073	,036	,007
<b>Índice de condición</b>	<b>1,000</b>	<b>1,285</b>	<b>4,035</b>	<b>6,931</b>	<b>9,934</b>	<b>22,033</b>
Proporciones de (Constante) la varianza	,00	,00	,00	,01	,01	,99
D <sub>3t</sub>	,00	,01	,00	,03	,24	,72
TASA <sub>t</sub> D <sub>1t</sub>	,00	,00	,11	,23	,10	,55
REND <sup>e</sup> <sub>t</sub> D <sub>5t</sub>	,00	,01	,00	,17	,79	,02
EMBI <sub>t</sub> D <sub>2t</sub>	,01	,00	,52	,24	,08	,14
EMA <sub>t</sub> D <sub>4t</sub>	,00	,00	,00	,18	,22	,59

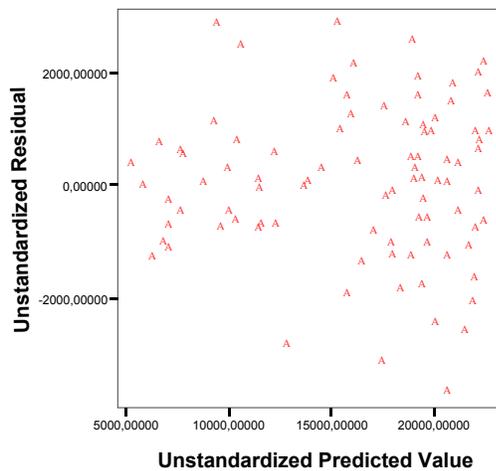
a Variable dependiente: IndBolsa<sub>t</sub>

Como vemos en el Cuadro 23, se puede comprobar que el índice de condición adquiere un valor inferior a 30 para cada una de las dimensiones (parámetros), *indicando que la colinealidad entre las variables explicativas del modelo, resulta insignificante o leve.*

### Ausencia de Perturbaciones Heterocedásticas

Grafico H

**Prueba de Heterocedasticidad Residuos Vs. Pronóstico**



Observando el Gráfico H, se puede apreciar la no existencia de un patrón sistemático (significativo), en la relación Residuos Vs. Valor predicho, de esta manera podríamos

indicar que la varianza del error es aproximadamente constante. Sin embargo, utilizaremos el Método de Glejser como prueba formal.

**Cuadro 24**  
**Coefficientes(a)**

		Modelo					
		1					
		(Constante)	D <sub>3t</sub>	TASA <sub>t</sub> D <sub>1t</sub>	REND <sup>e</sup> <sub>t</sub> D <sub>5t</sub>	EMBI <sub>t</sub> D <sub>2t</sub>	EMA <sub>t</sub> D <sub>4t</sub>
Coefficientes estandarizados	no B	1631,923	-1779,628	37,732	5,960	-,413	-3,926
	Error típ.	1089,421	1106,298	61,234	3,214	,403	7,394
Coefficientes estandarizados	Beta		-1,027	,169	,603	-,193	-,264
<b>T</b>		<b>1,498</b>	<b>-1,609</b>	<b>,616</b>	<b>1,854</b>	<b>-1,025</b>	<b>-,531</b>
<b>Sig.</b>		<b>,138</b>	<b>,111</b>	<b>,539</b>	<b>,067</b>	<b>,308</b>	<b>,597</b>
Intervalo de confianza para B al 95%	Límite inferior	-534,511	-3979,623	-84,038	-,431	-1,214	-18,629
	Límite superior	3798,356	420,368	159,502	12,351	,388	10,777

a Variable dependiente: Valor Absoluto de los residuos. (ABSRES)

Como vemos en el cuadro 24, los p-value asociados a cada estadístico t, resulta ser superior al nivel de significación propuesto (0,05), por tanto, no existe evidencia de que los cambios unitarios en las respectivas variables independientes, tengan un efecto significativo en la variación de los residuos absolutos del modelo.

### **Ausencia de Correlación serial en los residuos.**

**Cuadro 25 Estadístico**  
**Durbin- Watson**

Modelo	durban-Watson
1	1,236(a)

a Variables predictoras: : (Constante), EMA<sub>t</sub>D<sub>4t</sub>, EMBI<sub>t</sub>D<sub>2t</sub>, TASA<sub>t</sub>D<sub>1t</sub>, REND<sup>e</sup><sub>t</sub>D<sub>5t</sub>, D<sub>3t</sub>  
Variable dependiente: IndBolsa;

Dado que el estadístico de Durbin – Watson (1,236), es inferior al valor crítico d<sub>l</sub> (1,406), estamos en condiciones de afirmar, que los residuos se encuentran correlacionados positivamente. A fin de averiguar la estructura temporal que siguen los mismos, se analizarán los coeficientes FACE y FACPE, como sugiere Judge(1982).

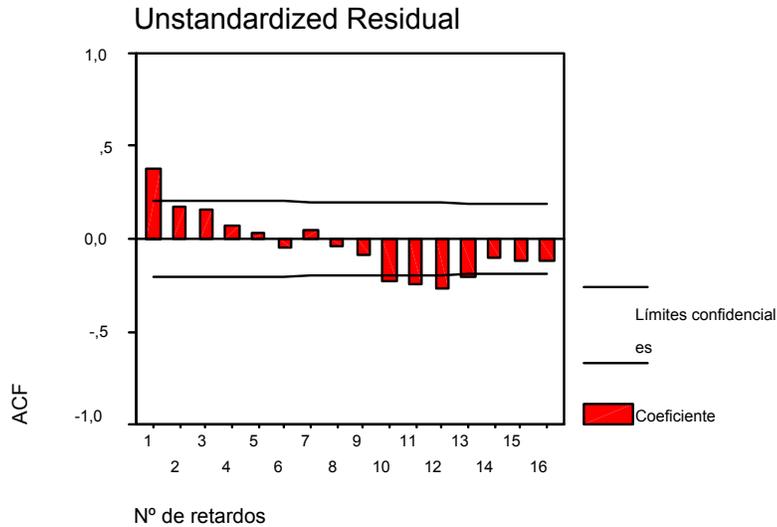


Gráfico : I

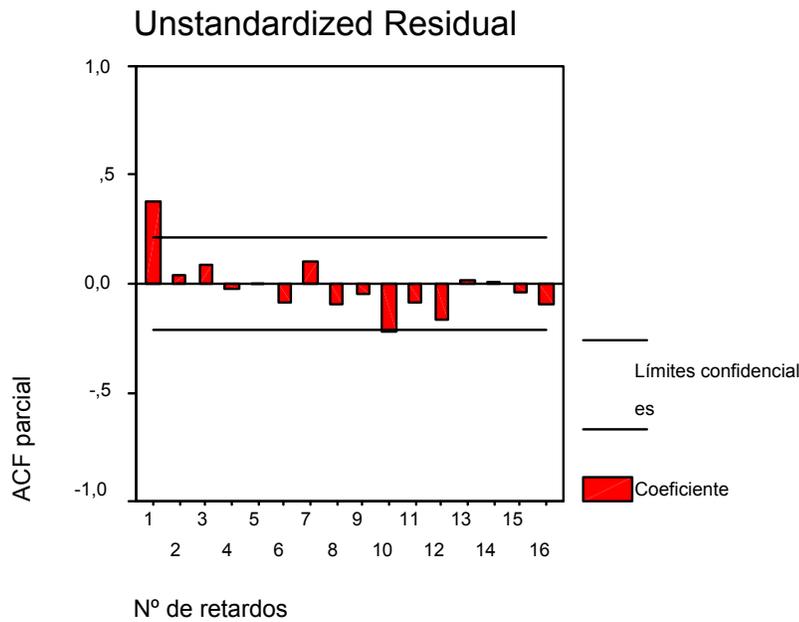


Gráfico J

Observando el gráfico I, (FACE), se puede apreciar que los coeficientes empiezan a decrecer en forma geométrica y con alternancia de signos, dando la impresión de comportamiento sinusoidal de las funciones de autocorrelación estimadas. En el gráfico de las FACPE (gráfico J), vemos que los coeficientes se anulan a partir del primer retardo.

Luego, del análisis conjunto de estas funciones, se desprende que la estructura temporal de los residuos siguen un proceso autorregresivo de primer orden. De tal manera, no se estaría violando uno de los supuestos en que se sustenta en estadístico de

D-W y por tanto, podremos estimar el coeficiente  $\rho$  (coeficiente autorregresivo de primer orden) a través de la aproximación :

$$\rho = 1 - \frac{1}{2} (D-W)$$

Finalmente, efectuando diferencias generalizadas, se podría corregir el problema de autocorrelación residual<sup>4</sup>.

**Cuadro 26**  
**Coeficientes(\*)**

		Modelo					
		1					
		(Constante)	D <sub>3t</sub>	TASA <sub>t</sub> D <sub>1t</sub>	REND <sup>e</sup> <sub>t</sub> D <sub>5t</sub>	EMBI <sub>t</sub> D <sub>2t</sub>	EMA <sub>t</sub> D <sub>4t</sub>
Coeficientes estandarizados	no B	16116,132	-27316,819	-1470,307	75,301	-2,854	52,402
	Error típ.	1259,093	2123,280	135,922	7,728	,865	11,850
Coeficientes estandarizados	Beta		-2,429	-1,082	1,170	-,212	,545
<b>T</b>		<b>12,800</b>	<b>-12,865</b>	<b>-10,817</b>	<b>9,744</b>	<b>-3,300</b>	<b>4,422</b>
<b>Sig.</b>		<b>,000</b>	<b>,000</b>	<b>,000</b>	<b>,000</b>	<b>,001</b>	<b>,000</b>
Intervalo de confianza para B al 95%	Límite inferior	13611,848	-31539,936	-1740,652	59,930	-4,575	28,832
	Límite superior	18620,417	-23093,701	-1199,963	90,672	-1,134	75,972

Variable dependiente: : IndBolsa<sub>t</sub>

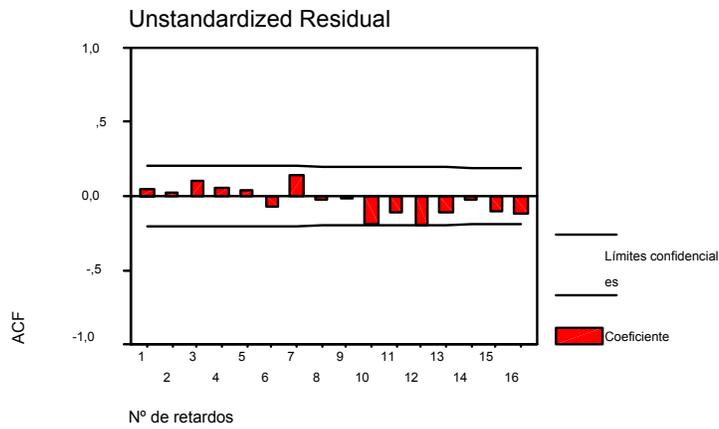
\* Regresión efectuada a partir del proceso de sustracción generalizado.

Como vemos en el cuadro 26, una vez realizada la corrección propuesta, los coeficientes  $\beta$  siguen siendo significativos (  $p\text{-value} < 0,05$ ) al nivel de significación propuesto. A su vez, estos se encuentran comprendidos en los intervalos de confianza especificados en el modelo original, por lo que se estaría indicando la similitud de los estimadores.

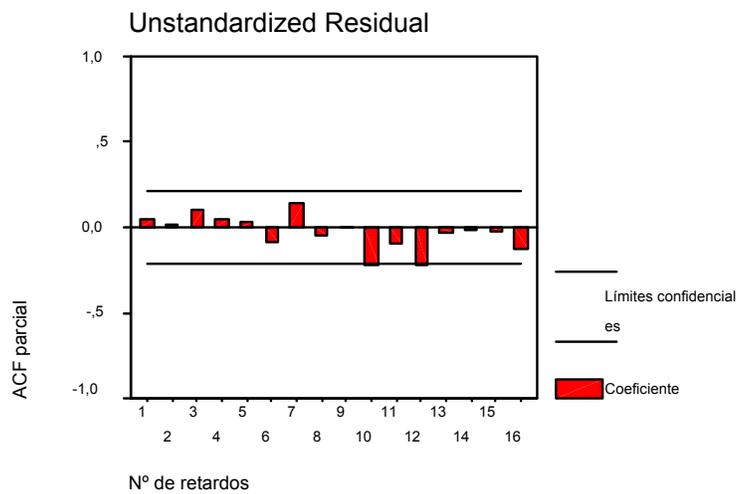
Sin embargo, dado que el coeficiente autónomo se encuentra ponderado por  $(1 - \hat{\rho})$  en el proceso de estimación, es necesario corregirlo dividiéndolo por esa misma magnitud.

Por su parte, la estructura temporal de los residuos del modelo re – estimado presentan el siguiente comportamiento:

<sup>4</sup> Para más detalles ver Anexo 3.



**Gráfico K**



**Gráfico L**

Como se observan en los gráficos K y L, los residuos siguen un patrón aleatorio, dado que cada uno de los coeficientes de las respectivas funciones, se encuentran contenidos en los intervalos de confianza propuestos (de nivel de confianza del 95 %).

Luego y con el objeto de verificar la independencia de los residuos, se efectúa la Prueba de Rachas tanto en Media como en Mediana.

**Cuadro 27**  
**Prueba de Rachas. (Mediana)**

	Unstandardized Residual
Valor de prueba(a)	-86,57954
Casos < Valor de prueba	44
Casos >= Valor de prueba	45
Casos en total	89
Número de rachas	39
Z	-1,385
Sig. asintót. (bilateral)	,166

,Mediana

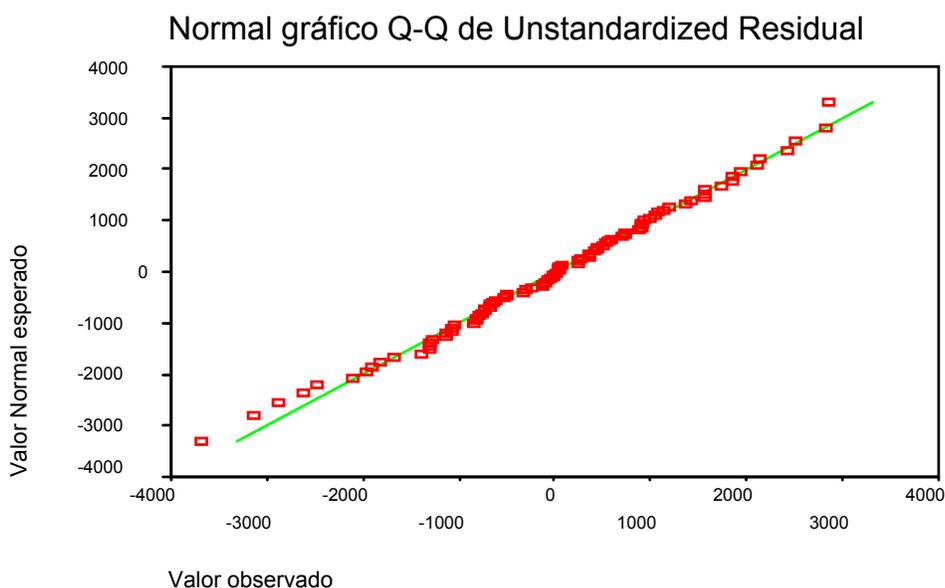
**Cuadro 28**  
**Prueba de Rachas. (Media)**

	Unstandardized Residual
Valor de prueba(a)	,0000000
Casos < Valor de prueba	45
Casos >= Valor de prueba	44
Casos en total	89
Número de rachas	39
Z	-1,385
Sig. asintót. (bilateral)	,166

Media

Observando ambos cuadros (27,28), se puede comprobar que los p-value asociados al estadístico Z, son superiores (en ambos casos) al nivel de significación propuesto (0,05), por lo que se puede concluir que los residuos no se encuentran correlacionados<sup>5</sup>.

### Análisis de normalidad en los residuos



### **Gráfico M**

Como vemos en el gráfico M, los residuos aproximadamente se alinean (en una recta resultante de la intersección entre el residuo observado y el correspondiente

<sup>5</sup> De igual manera, el estadístico de D-W, en el modelo re-estimado, adquiere un valor de 1,889 (el cual es cercano a 2).

estandarizado). De esta manera podríamos concluir que la distribución de los residuos es normal. Como Prueba formal se utiliza el estadístico de Kolmogorov – Smirnov.

**Cuadro 29**  
**Prueba de kolmogorov- Smirnov.**

		Unstandardized Residual
N		90
Parámetros normales(a,b)	Media	,000
	Desviación típica	1344,265
Diferencias más extremas	Absoluta	,047
	Positiva	,025
	Negativa	-,047
Z de Kolmogorov-Smirnov		,443
Sig. asintót. (bilateral)		,989

a La distribución de contraste es la Normal.

b Se han calculado a partir de los datos.

Como se observa en el cuadro 29, el p-value asociado al estadístico Z de K-S, es superior al nivel de significación propuesto (0,05), por tanto podemos concluir que los residuos se distribuyen normalmente.

### **Análisis de Influencia**

**Cuadro 30**

Posición	Fecha	EMBI <sub>t</sub> D <sub>2t</sub>	Tasa <sub>t</sub> D <sub>1t</sub>	D <sub>3t</sub>	EMA <sub>t</sub> D <sub>4t</sub>	Rend <sup>e</sup> <sub>t</sub> D <sub>5t</sub>	Leverage
56	Agosto de 2001	0	13,75	0	111,7	0	0,23384
57	Septiembre de 2001	0	12,46	0	106,7	0	0,1707
58	Octubre de 2001	0	12,09	0	105,7	0	0,15703
59	Noviembre de 2001	0	13,72	0	106,9	0	0,23155
60	Diciembre de 2001	0	0	1	103,1	100	0,82024
86	Febrero de 2004	0	0	1	0	258,94	0,15542
88	Abril de 2004	0	0	1	0	254,59	0,14298
89	Mayo de 2004	0	0	1	0	252,19	0,13639

Tomando como valor crítico del estadístico :  $2(p/n) = 0,13333$

Como vemos en el cuadro 30, el conjunto de datos que se consideran influyentes en la estimación de los estimadores poblacionales, coinciden con períodos en donde se pronunciaba la crisis política, institucional y económica del país (Agosto – Diciembre de 2001), y con el ciclo de recuperación de la economía nacional, estabilización del dólar y de la inflación.

### **Análisis de Estabilidad Parámetrica**

Realizado el Test de Chow, hemos hallado que<sup>6</sup>:

$$F_{e(30,54)} = 0,47761$$

Por su parte, el valor de tabla asociado al estadístico F (con nivel de significación del 5%), con grados de libertad 30 y 54 respectivamente, adquiere el valor:

$$F_{t(30,54)} = 1,67024$$

Dado que  $F_e$  es menor a  $F_t$ , *entonces podemos concluir que el modelo es estable estructuralmente* (para la totalidad de la muestra).

### **Análisis predictivo del modelo**

Dado que la ecuación se encuentra estimada para el período comprendido entre Enero de 1997 y Junio de 2004, se desea apreciar el grado de precisión del modelo a través de la predicción del valor de mercado de las acciones ordinarias para el período comprendido entre Julio de 2004 y Enero de 2005.

Período	Indice Bolsa	Predicción	Error de Predicción %	Residuo	Residuo estandarizado
Julio	14475,21	13788,8	-4,741969201	-686,41	-1,023
Agosto	14737,92	14993,98	1,73742292	256,06	1,306
Septiembre	16120,74	15628,66	-3,052465333	-492,08	-0,543
Octubre	17686,97	16981,8	-3,986946323	-705,17	-1,07
Noviembre	17979,28	18280,1	1,673148202	300,82	1,417
Diciembre	18386,43	18351,28	-0,191173599	-35,15	0,586
Enero	19096,11	18551,14	-2,853827298	-544,97	-0,674

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires y el Centro de Estudios Internacionales

Con estos datos, podremos estimar el R.M.S y su cociente con el valor promedio observado del indicador bursátil para el período Julio-Enero<sup>7</sup>.

De esta manera obtenemos:

$$R.M.S = 184,327$$

$$(R.M.S)/(\text{Valor Promedio Observado}) = 0,01089$$

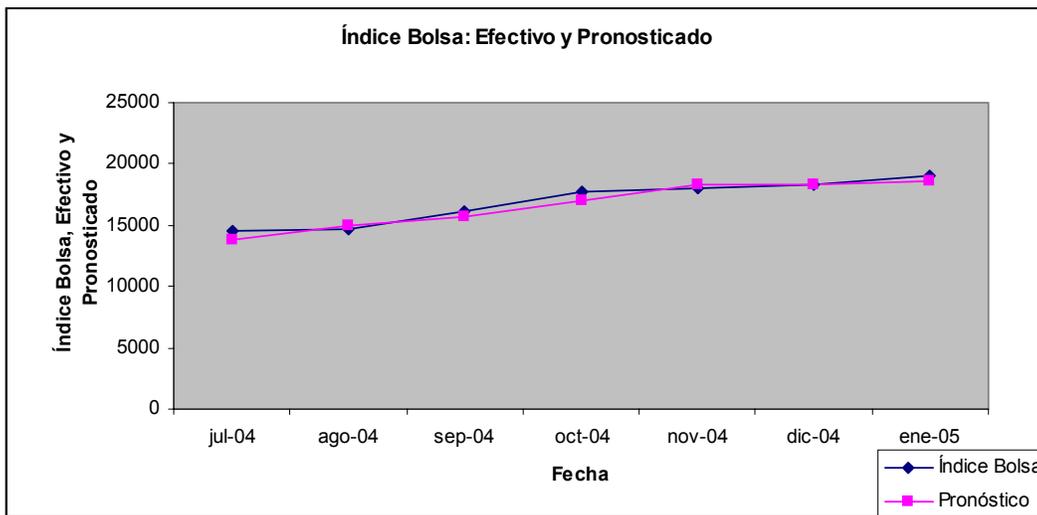
<sup>6</sup> Para más detalles ver Anexo 4.

<sup>7</sup> Para más detalles acerca de este estadístico ver Anexo 1.

Como vemos, el valor que adquiere el cociente (RMS)/(Valor Promedio) es sustancialmente inferior al límite considerado (0,05), por tanto, **podemos concluir que el modelo genera predicciones post-muéstrales con precisión considerable**, además se puede observar que los residuos estandarizados en todos los casos es inferior al valor absoluto de 3, por lo que podemos afirmar que los residuos del pronóstico no han de considerarse atípicos.

Gráficamente (N), se puede apreciar el grado de precisión de las estimaciones.

**Gráfico: N**



Habiendo analizado cada uno de los supuestos del modelo clásico de regresión, el modelo global estimado es el siguiente:

$$\hat{\text{IndBolsa}}_t = 26077,88 - 1470,307 \text{ Tasa}_t D_{1t} - 2,854 \text{ Embi}_t D_{2t} - 27316,82 D_{3t} + 52,40 \text{EMA}_t D_{4t} + 75,301 \text{Rend}^e_t D_{5t}$$

**Interpretación de los Coeficientes:** Los coeficientes que acompañan a las variables independientes, adquieren un signo que es compatible con lo propuesto por la Teoría Económica.<sup>8</sup>

<sup>8</sup> En caso de ser necesario, ver nuevamente Marco Teórico.

Indicando que, ceteris paribus:

- Ante un incremento de un punto en la tasa de interés pasiva es de esperar que, en promedio, el índice Bolsa pierda 1470,307 puntos (dólares).
- Ante el incremento de un punto básico en la tasa de Riesgo País es de esperar que, en promedio, el índice Bolsa decrezca 2,854 puntos (dólares).
- Ante el incremento del 1 % en la actividad agregada es de esperar que, en promedio, el índice Bolsa aumente en 52,4 puntos (dólares).
- Si la expectativa de los agentes económicos, en relación al rendimiento de un cartera de acciones diversificada, aumenta en un dólar, es de esperar que, en promedio, el índice Bolsa aumente 75,301 puntos (dólares).
- La devaluación y posterior flotación del tipo de cambio, la crisis política y financiera, etc, produjo que en promedio el índice Bolsa perdiera 27316,82 puntos.(dólares)

(Si bien este valor excede el monto máximo registrado en el índice Bolsa, en el período Enero de 1997 – Diciembre de 2001, la interpretación de este parámetro, habría que realizarla desde la incidencia que tuvieron los factores descriptos, sobre la evolución del indicador bursátil, ya que luego de Diciembre del 2001 ha perdido, en términos de dólares, más del 50 % de su valor promedio).

### **En elasticidades:**

$$E.R.I = - 2,854*(708,292/19846,0976) = -0,101857$$

(Elasticidad parcial promedio Riesgo País- Índice Bolsa)

$$E.T.I = - 1470,307*(7,07966/19148,5293) = -0,54361$$

(Elasticidad parcial promedio Tasa de Interés- Índice Bolsa)

$$E.A.I = 52,40*(117,04833/19020,7582) = 0,32245$$

(Elasticidad parcial promedio Actividad Agregada- Índice Bolsa)

$$E.Re.I = 75,301*(165,888/10561,3623) = 1,182776$$

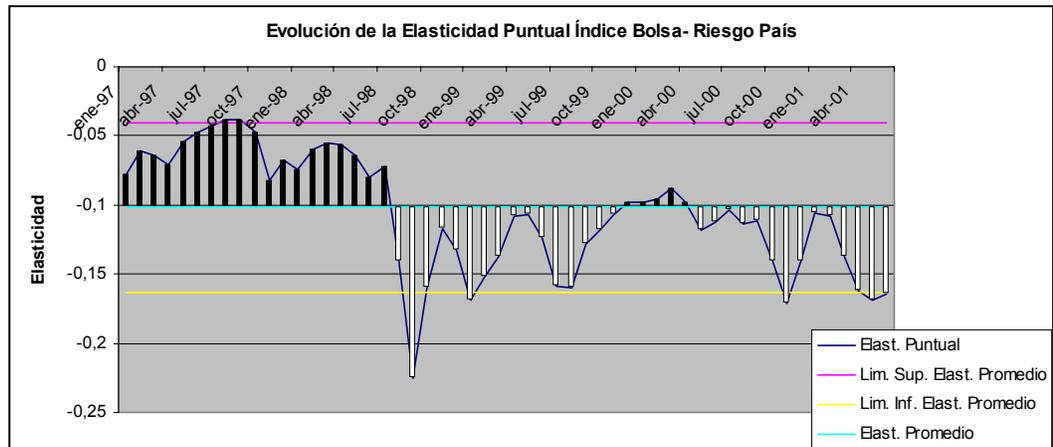
(Elasticidad parcial promedio Expectativa de Rendimiento- Índice Bolsa)

## V Estudio de las Elasticidades

Luego de haber estimado los parámetros del Modelo Global y comprobado que los mismos reúnen los requisitos de consistencia, eficiencia e insesgamiento, hemos calculado, en la sección anterior, las diferentes elasticidades promedio correspondientes a cada una de las variables analizadas.

El objeto de la presente sección se halla en el análisis de la dinámica que adquieren las diferentes elasticidades puntuales. Teniendo en consideración el concepto de elasticidad promedio y su intervalo de confianza, nuestra meta es encontrar ciclos en el que las diferentes elasticidades puntuales, se hallen por encima o por debajo de su nivel promedio.

**Gráfico O**



Como se observa en el gráfico (O), la elasticidad puntual de la relación Índice Bolsa- Riesgo País adquiere una dinámica muy variada a lo largo del período, de esta manera, consideramos:

- Desde Enero de 1997 hasta Agosto de 1998: Encontramos un ciclo de menor sensibilidad relativa en el comportamiento de las elasticidades puntuales, es decir que ante incrementos del 1% en la Prima de Riesgo, el Índice Bolsa decrece en una proporción inferior al 0,101857 % (elasticidad promedio).

- Desde Agosto de 1998 hasta Diciembre de 1999: Hallamos un nuevo ciclo que se caracteriza por una mayor sensibilidad relativa, puesto que el incremento del 1% en la tasa de Riesgo se asocia a un decremento mayor al 0,101857 % (elasticidad promedio) en el Índice Bolsa.

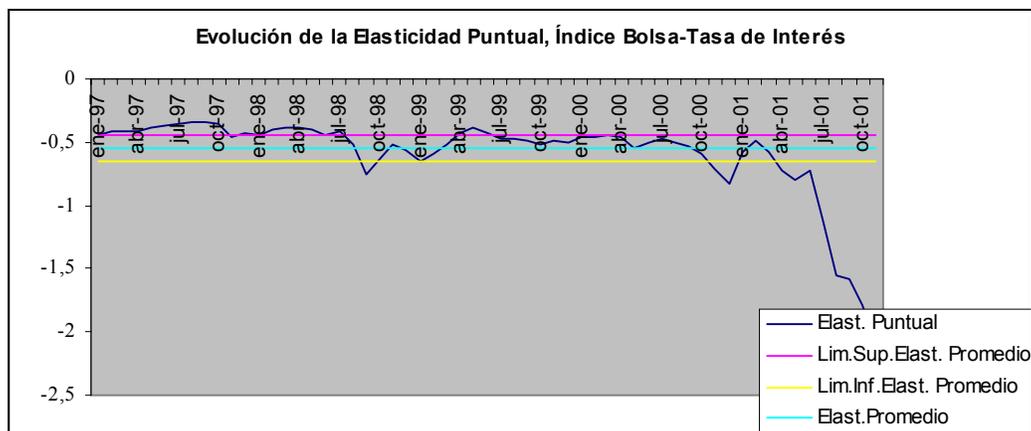
Un subperíodo interesante acontece entre Agosto y Octubre de 1998, aquí la elasticidad puntual supera el límite inferior de confianza de la elasticidad promedio, es decir, la elasticidad se vuelve más sensible dado que el incrementos del 1% en la prima de Riesgo se asocia a un decremento más que proporcional en el Índice Bolsa (comparado con la elasticidad promedio)<sup>9</sup>.

- Desde Diciembre de 1999 hasta Mayo de 2000: Aquí, nos encontramos con un ciclo de menor sensibilidad relativa, sin embargo los valores que adquieren las elasticidades puntuales no difieren en forma significativa de su valor promedio.
- Desde Mayo de 2000 hasta Junio de 2001: Hallamos un nuevo ciclo de mayor sensibilidad relativa. Luego y a partir de Junio de 2001 (período final de la variable Riesgo País en el Modelo Global), la elasticidad puntual adquiere una dinámica tal que sobrepasa el límite inferior de confianza de la elasticidad promedio, volviéndose más sensible, pero ya en forma inestable.

---

<sup>9</sup> Este subperíodo coincide con la gestación de la Crisis Rusa, para más detalles, ver De vuelta a la Economía de la Gran Depresión, Paul Krugman, 1999.

Gráfico P



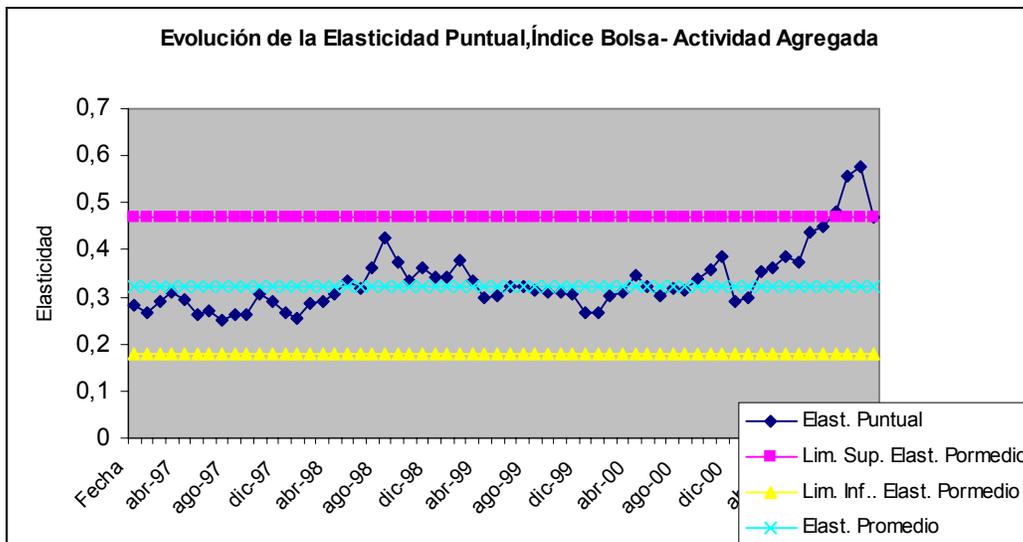
En el gráfico (P), observamos que:

- Desde Enero de 1997 hasta Agosto de 1998: Las elasticidades Puntuales de la relación Índice Bolsa- Tasa de Interés, se vuelven menos sensibles, es decir, que la variación del 1 % en la Tasa de Interés intermensual, provoca un decremento en el Índice Bolsa en una proporción inferior al 0,54361 % ( nivel promedio de elasticidad). Sin embargo, en este ciclo la relación Índice Bolsa- Tasa de Interés se vuelve inestable dado que la dinámica de las elasticidades puntuales superan el límite superior de confianza de la elasticidad promedio.
- Desde Agosto de 1998 hasta Marzo de 1999: Encontramos que las elasticidades puntuales adquieren una trayectoria que, mayoritariamente, se encuentra por encima de su valor promedio (en términos absolutos). Es decir, que ante variaciones del 1 % en la tasa de interés intermensual, el Índice Bolsa decrece en una proporción superior a 0,54361 %.

Como ocurría en la dinámica de las elasticidades puntuales de la relación Índice Bolsa- Riesgo país, aquí también desde Agosto de 1998 hasta Octubre del mismo año, la elasticidad puntual se vuelve más sensible, sobrepasando así el límite inferior de confianza de la elasticidad promedio.

- Desde Marzo de 1999 hasta Diciembre de 2000: Nos encontramos que la dinámica de las elasticidades puntuales adquieren un valor inferior (mayoritariamente) a su nivel promedio, lo que indica que, en este ciclo, cambios en la tasa de interés inciden en una proporción inferior al 0,54361 % en el Índice Bolsa.
- Desde Diciembre de 2000 hasta Mayo de 2001: Las elasticidades puntuales se vuelven más volátiles, se sobrepasa el límite inferior de confianza de la elasticidad promedio (Febrero de 2001) para luego encauzarse hacia ella en Marzo de 2001.
- Desde Mayo de 2001 hasta Noviembre de 2001: Se caracteriza principalmente por una trayectoria divergente en la relación Índice Bolsa- Tasa de interés, indicativo esto de que dicha relación se corrompe.

**Gráfico Q**

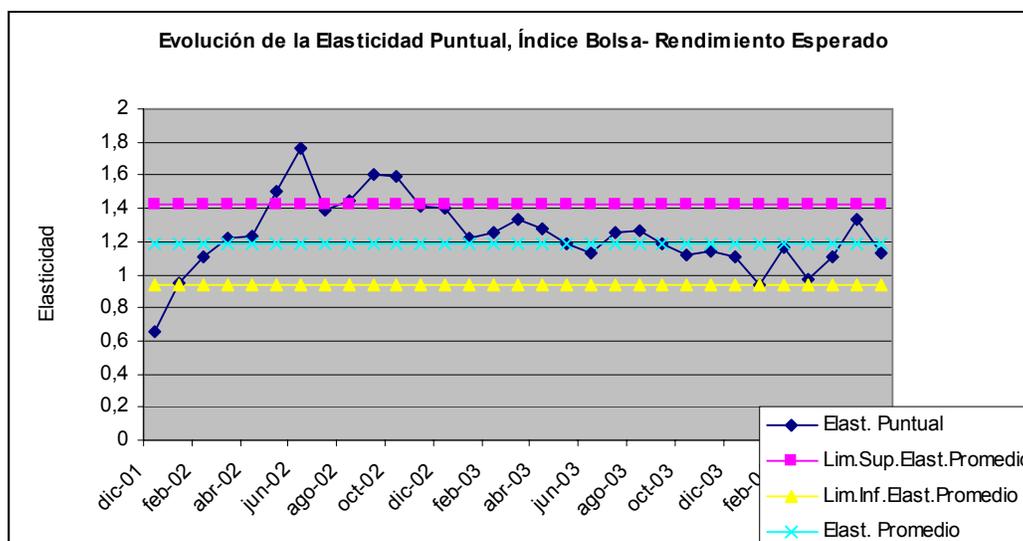


Siguiendo en el Gráfico (Q), en el que se muestra la evolución de la Elasticidad Puntual de la relación Índice Bolsa- Actividad Agregada, observamos que:

- Desde Enero de 1997 hasta Julio de 1998: El valor de las Elasticidades puntuales es inferior a su nivel promedio, indicando que la variación intermensual del 1% en la Actividad Agregada trae aparejado un incremento en el Índice Bolsa, pero en una proporción inferior al 0,3224 %. (nivel promedio de elasticidad).

- Desde Julio de 1998 hasta Mayo de 1999: Aquí, la relación anterior cambió. Ante decrementos unitarios en la Actividad agregada (porcentuales) el Índice Bolsa decrecía en una proporción superior a su nivel promedio (ciclo de mayor sensibilidad relativa).
- Desde Mayo de 1999 hasta Diciembre de 1999: Las Elasticidades puntuales tienen una trayectoria estable coincidente con su valor promedio.
- Por último, un ciclo interesante acontece a partir de Marzo de 2001 cuando las Elasticidades puntuales cobran mayor sensibilidad relativa, llegando a Septiembre de 2001 al límite superior de confianza de la elasticidad promedio, para luego iniciar una trayectoria ascendente hasta el final del período considerado para dicha variable (Diciembre de 2001)<sup>10</sup>

**Gráfico R**



En el gráfico (R), correspondiente a la Evolución de la Elasticidad puntual de la relación Índice Bolsa- Rendimiento esperado, encontramos que:

- Desde Diciembre de 2001 hasta Noviembre de 2002: este ciclo caracteriza por el ascenso de la sensibilidad relativa a medida que transcurre el tiempo. Empezando desde niveles que se encuentran por debajo del límite inferior de confianza de la elasticidad promedio

<sup>10</sup> A partir de Septiembre de 2001 la relación Índice Bolsa- Actividad Agregada, se vuelve inestable.

(Diciembre de 2001 hasta Febrero de 2002), en donde, dicha relación se manifiesta inestable, hasta llegar a Mayo de 2002 con un pico de mayor sensibilidad relativa para el período analizado (1,7 %). Si bien esta trayectoria (inestable) prosigue, a partir de Noviembre de 2002 la dinámica de las Elasticidades Puntuales se encauzan en los intervalos de confianza.

Como resumen, este subperíodo se caracteriza por la inestabilidad de dicha dinámica, con ciclos de excesos de insensibilidad relativa (niveles inferiores al promedio), seguidos de excesos de sensibilidad. (niveles mayores al promedio).

- Desde Noviembre de 2002 hasta Junio de 2004: Este subperíodo se caracteriza por la estabilización de la dinámica de la Elasticidad Puntual, es decir, la trayectoria se encuentra comprendida en los intervalos de confianza. Por su parte, desde Noviembre de 2002 hasta Octubre de 2003, nos encontramos con un ciclo de mayor sensibilidad relativa, es decir que el incremento en el 1% en el Rendimiento Esperado, tendrá como consecuencia que el Índice Bolsa varíe en una proporción superior a 1,18% (elasticidad promedio). Por otro lado, desde Octubre de 2003 hasta Mayo de 2004 nos encontramos con un ciclo de menor sensibilidad, ya que la dinámica de las elasticidades puntuales indican que la variación del 1% en la expectativa de rendimiento tendrá un efecto menor en el Índice Bolsa (en relación a su nivel promedio). Por último, en Junio de 2004 encontramos un pico de mayor sensibilidad para este último subperíodo.

## **VI Conclusiones**

A fin de corroborar las hipótesis propuestas en este trabajo de investigación, se han formulado y estimado dos modelos econométricos. El primero de ellos tiene en consideración la Expectativa de Rendimiento que el agente económico (racional) obtiene de una cartera de acciones diversificada. Bajo los supuestos en que es concebido dicho modelo, el agente formula su expectativa de rendimiento en el período  $t$ , en relación al valor efectivo del Índice Bolsa en el período  $t-1$  y a la variabilidad del mismo para dicho período.

Con un nivel de explicación del 87,8 %, hemos obtenido que, *ceteris paribus*:

- Ante el incremento de un U\$S 1 en el Índice Bolsa en el período  $t-1$ , el Agente económico espera que el Rendimiento de su cartera en el período  $t$  se incremente en promedio en U\$S 0,011.
- Ante el incremento de el 1 % en la variabilidad del Índice Bolsa en el período  $t-1$ , el Agente económico espera que el Rendimiento de su cartera en el período  $t$  se reduzca en promedio en U\$S 0,627.

En elasticidades (Parciales, promedio y de corto plazo):

- El incremento en el 1 % en el Índice Bolsa ( período  $t-1$  comparado con el período  $t-2$ ), lleva aparejado que el Rendimiento esperado se incremente, en promedio, en el orden del 0,684 % en el período  $t$ .
- La variación intermensual y positiva del 1 % en la variabilidad del Índice Bolsa (período  $t-1$  comparado con  $t-2$ ), trae aparejado que el Rendimiento Esperado se reduzca, en promedio, en el orden del 0,126 % en el período  $t$ .

Luego, y teniendo en consideración el vector de predicciones concernientes al Rendimiento esperado por el Agente económico, (en base a la información descripta) para el período  $t$ , se formula el Modelo Global. Este tiene por objeto explicar la evolución del Índice Bolsa para el período comprendido entre Enero de 1997 y Junio de 2004. Del análisis del mismo se ha obtenido que tanto el rendimiento esperado, como la tasa de interés, el Riesgo País, la Actividad Agregada y la inestabilidad política con su

consecuente salida abrupta del Plan de Convertibilidad, explican el 93,3 % de las variaciones del Índice Bolsa, para dicho período.

Habiendo contrastado las hipótesis de esta investigación, podemos afirmar que, *ceteris paribus*:

- Ante el incremento del 1% en la tasa de interés, se espera que el Índice Bolsa disminuya, en promedio, en U\$S 1470,307. (En el período : Enero de 1997- Noviembre de 2001).
- Ante el aumento de un punto básico en la Prima de Riesgo País, se espera que el Índice Bolsa se reduzca, en promedio, en U\$S 2,854. ( En el período: Enero de 1997- Junio de 2001).
- Ante el incremento del 1% en el estimador mensual de actividad, se espera que el Índice Bolsa aumente, en promedio, en U\$S 52,4. (En el período: Enero de 1997- Diciembre de 2001).
- Sí el Agente económico espera que el rendimiento de su cartera accionaria aumente en un U\$S 1 para el período t, entonces, efectivamente se incrementa el Índice Bolsa en U\$S 75,301 en el período t (en promedio).
- Ante la abrupta salida del Plan de Convertibilidad, y como consecuencia la crisis económica y financiera desatada a partir de dicha medida, el Índice Bolsa ha perdido en términos de valor unos U\$S 27316,82 (en promedio).

La interpretación de dicho estimador, habría que realizarlo en términos relativos. Si el valor medio de la serie, entre Enero de 1997 y Diciembre de 2001 es de U\$S 19020,75, y el valor del estimador del “cambio estructural” es de U\$S 27316,82, entonces, este último dato, nos da ha entender, que sí sólo consideramos el efecto que tuvo dicho cambio sobre el Mercado de Valores, diríamos que el valor de mercado de las acciones ordinarias, hubiese colapsado (pérdida absoluta de valor).

El razonamiento subyacente en la construcción de este Modelo, es que durante Enero de 1997 y Diciembre de 2001 (una etapa de presumible estabilidad), la dinámica del valor de las acciones, es explicada efectivamente por las variables “clásicas”. Es decir, la Tasa de interés y la Actividad Agregada (Keynes, 1936). Luego, se ha incluido el Índice de Riesgo País como otra posibilidad de arbitraje. Sin embargo, cuando las

condiciones macroeconómicas cambiaron severamente a partir de Diciembre de 2001, como así también las posibilidades de inversión de corto plazo, creemos que el rol de las Expectativas de los Agentes económicos constituyen la variable clave a la hora de explicar los movimientos del valor de las acciones.

Por su parte, y en relación a la justificación, acerca de cuando las variables del Modelo Global podrían ser relevantes nuevamente, indicaremos lo siguiente:

- $EMBI_t D_{1t}$ : Esta variable fue anulada a partir de Junio de 2001, por razones ya expuestas, podría ser activada nuevamente cuando el valor promedio de la Prima de Riesgo País, se aproxime a su valor vigente en el Período Enero de 1997-Junio de 2001. (708,29 puntos básicos.).
- $INTDOLAR_t D_{2t}$ : Esta variable fue anulada a partir de Noviembre de 2001, cuando los depósitos en dólares en el sistema financiero nacional se aproximen al valor promedio mensual vigente en el Período Enero de 1997- Noviembre de 2001. (40876,3 millones de dólares).
- $D_{3t}$ : Variable indicativa del cambio acaecido a partir de Diciembre de 2001. Esta variable podría asumir el valor 0 nuevamente, cuando el Índice Bolsa adquiera un valor promedio mensual a partir de Enero de 2002, similar al vigente entre Enero de 1997 y Diciembre de 2001 de U\$S 19020 (ver cuadro 1). Actualmente, dicho promedio es de U\$S 11740,6.

Cuando la variable  $D_{3t}$ , adquiera valor 0, entonces podría ser probable que las relaciones de arbitraje financiero, hayan sido reestablecidas. Así, podría explicarse la evolución del Valor de las acciones a través de un modelo que considere las expectativas de los Agentes económicos en torno al Rendimiento esperado, pero esta vez incluyendo las relaciones de arbitraje expuestas y la Actividad agregada (y no tratarlas como variables separadas, por las cuestiones ya explicitadas).

En relación a las predicciones post-muestrales, podemos concluir que el modelo resulta eficaz debido fundamentalmente al bajo valor que adopta el cociente RMS/ Valor Promedio Observado. (0,01089).

Por último, la dinámica de las elasticidades puntuales, correspondientes a las variables Tasa de Interés, Riesgo País, y Actividad Agregada, nos ha indicado que la relación entre dichas variables y el Índice Bolsa, se ha tornado inestable a medida que nos acercábamos a Diciembre de 2001, siendo la relación Índice Bolsa- Tasa de Interés, el caso más notorio, debido fundamentalmente a la fuerte expulsión de capitales que se genera a partir de Mayo de 2001<sup>11</sup>. En cuanto a la evolución de las elasticidades puntuales correspondiente a la relación Índice Bolsa- Expectativa de rendimiento, comienzan siendo muy inestables hasta llegar el mes de Noviembre del 2002 en donde la dinámica se encauza dentro de los intervalos de confianza de la elasticidad promedio.

---

<sup>11</sup> Si se observa el gráfico O, se puede apreciar que también en Junio de 2001, la relación Índice Bolsa – Riesgo País, se torna inestable. (no se puede apreciar con mayor claridad la secuencia divergente, producto que en este período finaliza, como variable explicativa, la tasa de riesgo país.)

## **VII Bibliografía Utilizada**

- Apreda, R. (1997): “La Brecha dinámica del arbitraje : Enfoque caótico”, anales, pp. 171-185, *Reunión Anual*, 19-21 de Noviembre de 1997. A.A.E.P. On Line: <http://cdi.mecon.gov.ar/isiswww/texto/index.html>.
- Argandoña, A; Gamez, C; Mochon, F. (1996): *Macroeconomía Avanzada I*. McGraw-Hill. Cap. 3º y 4º, pag. 82-153.
- Attfield, C; Demery, D; Duck, H. (1991). *Rational Expectations in Macroeconomics. An introduction to theory and evidence*. Blackwell. Oxford. 2. Ed.
- Avila , J. (1998): “Riesgo argentino y ciclo económico”, *CEMA, Documento de trabajo* 27. Buenos Aires. On Line: <http://cdi.mecon.gov.ar/isiswww/texto/index.html>.
- Blanchard, O; Enrri, D (2000). *Macroeconomía: Teoría y Política económica con Aplicaciones a América latina*. Prentice Hall. Iberia.Bs.As. ISBN: 0-13-148099-5.
- Caballero, R. (2000a): “Aggregate volatility in modern Latin America: Causes and Cure”. *NBER working papers*. On Line: <http://www.nber.org/papers/w9313>.
- “-----” (2000b): “Macroeconomic volatility in Latin America: A view”. *NBER working papers*. On Line: <http://www.nber.org/papers/w9313>.
- Chan, Hamao, Lakomishok (1991). “ Fundamentals and Stock returns in Japan”. *Journal of Finance.IV*. pg. 1739-1789.
- Dapena, J, (2003): “Absorción de Shocks en economías volátiles: Ahorro a través de acciones en el Mercados de Capitales.”. En: Universidad del CEMA, *Fundación Bolsa de Comercio de Buenos Aires*. On line: <http://cdi.mecon.gov.ar/isiswww/texto/index.html>.
- Delfiner, M, (2002): “Comportamiento de los precios de las acciones en el Mercado bursátil argentino: Un estudio comparativo”. *Universidad del CEMA, Documento de trabajo 125*, Mayo.
- Engle, R y Victor, K. (1993), “Measuring and testing the impact news and volatility”. *The Journal of Finance*. Vol. XLVIII, Nro. 5.
- Garcia, V.F; Chan, Liu. (1999): “Macroeconomic determinants of Stock Market development”. *Journal of Applied Economics*. 2(1): 29-59.

- Glosten, Lawrence, Ravi (1993): "On the relationship between then expected value of volatility of the nominal excess return on stocks". *The Journal of Finance*, Vol. XLVIII, Nro. 5.
- Gujarati, D (1999). *Econometría*. Colombia. Mc Graw Hill. 3<sup>era</sup> Ed.
- Judge, G. (1982). *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*. Jonh Wiley and Sons Inc. New York.
- Keynes, J. M. (1936). *Teoría General de la Ocupación, el Interés y el Dinero*. Fondo de Cultura Económica. Nueva Edición: 2001.
- Kmenta, J. (1971): *Elements of Econometrics*. New York. McMillan.
- Krugman, P. (1999). *De vuelta a la Economía de la Gran Depresión*. 2<sup>da</sup> Ed. Grupo Editorial Norma.
- La Porta, R; López, F; Shleider, A; Vishny, R. (1996): "Law and finance", *NBER, WP. N° 5661*.
- Lawrence, J; Fisher, J,D; (2003): "Stock Market and Investment goods prices: Implications for macroeconomies". *NBER working paper series*. On Line: <http://www.nber.org/papers/w10031>.
- Min, H.(1998). "Determinants of Emerging Market Bond Spread: Do Economic Fundamentals Matter?". *World Bank, working paper series N° 1899*.
- Mussa, M.(2002): *Argentina y el FMI: del triunfo a la tragedia*. Planeta.
- Ness, W; Martínez, A. (1997): "The Stock Market in Argentina and Brasil", *The World Bank .Policy Research. Working paper*. Washington, DC.
- Pagano, M. (1993): "Financial Markets and growth: An overview", *European Economic Review* 37, pp. 613-622.
- Peña Sánchez de Rivera.(1989). *Estadística Modelos y Métodos. (1) Fundamentos*. Alianza Editorial. Madrid.
- Pindyck, R,S; Rubinfeld, D. (1980). *Modelos Econométricos*. España. McGraw-Hill.
- Sachs, J; Larrain, B. (1994). *Macroeconomía en la Economía Global*. Prentice Hall. Mexico.
- Sevares, J. (2002): *Por qué cayó la Argentina*. Buenos Aires, Norma.
- Uriel Jiménez, E. (1985): *Análisis de Series Temporales: Modelos ARIMA*. Valencia. Paraninfo.

## \* ANEXO 1

### Desarrollo de las Técnicas de Análisis

#### 1.1 Método de mínimos cuadrados ordinarios

Los coeficientes de regresión ( $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$ ) serán estimado a través del método de mínimos cuadrados ordinarios, este procedimiento nos dice que los estimadores deben determinarse con la condición:

$$\theta = \sum (y_t - \hat{y}_t)^2 = \text{mínimo}$$

En donde:

$Y_t$ : representa a la variable observada en el momento t.

$\hat{Y}_t$ : representa el pronóstico de dicha variable a través del modelo estimado.

$\theta$ : representa la sumatoria desde  $t = 1$  hasta  $t = n$  (siendo n el tamaño de la muestra) de los residuos mínimos cuadráticos.

La condición de mínimo se establece cuando cada derivada parcial respecto a los parámetros a estimar resultan ser iguales a cero.

En nuestro caso:

$$\theta_{(\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5)} = \sum (IndBolsa_t - \hat{IndBolsa}_t)^2$$

$$\partial \theta / \partial \beta_0 = 0; \partial \theta / \partial \beta_1 = 0; \partial \theta / \partial \beta_2 = 0; \partial \theta / \partial \beta_3 = 0; \partial \theta / \partial \beta_4 = 0; \partial \theta / \partial \beta_5 = 0$$

$$\gamma_{(\beta_0, \beta_1, \beta_2)} = \sum (Rend^e_t - \hat{Rend}^e_t)^2$$

$$\partial \gamma / \partial \beta_0 = 0; \partial \gamma / \partial \beta_1 = 0; \partial \gamma / \partial \beta_2 = 0;$$

## Supuestos del Modelo Clásico de Regresión

**-1.2.1 No existe multicolinealidad entre las variables explicativas del modelo:** es decir, que no existe una asociación estadísticamente significativa entre las variables independientes del modelo de regresión múltiple. La existencia de este fenómeno que va desde una relación lineal o cuasi perfecta entre las variables explicativas, traerá como consecuencia:

1.2.1.a) Covarianza y varianza elevadas de los estimadores mínimo cuadráticos: a medida que el coeficiente de correlación parcial entre 2 variables explicativas se incrementa, la varianza y covarianza de los estimadores aumentan proporcionalmente generando:

a) **intervalos de confianza más amplios** : que son debido a la presencia de errores estándares elevados. De esta manera los intervalos para los parámetros poblacionales relevantes tienden a ser más amplios, por tanto se incrementa el riesgo de cometer un error de tipo II.

b) **Razones t no significativas** : La  $H_0: \beta_k = 0$ , indica que el K-ésimo parámetro poblacional es insignificante en la explicación de la variable dependiente propuesta. A fin de testear esta hipótesis, se utiliza el estadístico t que es igual a la relación  $t_e = \hat{\beta}_k / \text{Se}(\hat{\beta}_k)$ . La existencia de coalinealidad (fuerte o severa) entre las variables explicativas incrementa el error estándar del estimador, disminuyendo así los valores t, por tanto, en tales casos se tiende a aceptar con mayor facilidad la  $H_0$ .

1.2.1.b) Mientras la multicolinealidad no sea perfecta, la estimación de los coeficientes de regresión será posible, sin embargo los estimadores y sus errores estándares se tornan muy sensible aún al más ligero cambio en los datos (es decir los estimadores son inestables).

Por último, la existencia de multicolinealidad no afecta a las propiedades de **insesgamiento y consistencia** de los estimadores.

A fin de evaluar la existencia de multicolinealidad, se analizará los indicadores FIV (factor de inflación de varianza) y el IC (índice de condicionamiento).

El FIV se relaciona con la matriz de correlación entre las variables explicativas ( $R$ ) y su inversa  $R^{-1}$ . Así como la matriz  $R$  contiene la información de las relaciones entre las variables explicativas tomadas de a dos,  $R^{-1}$  tiene en cuenta la dependencia conjunta. En efecto, para  $k$  variables, puede comprobarse que los términos de la diagonal principal son:

$$FIV = \text{diag}(R^{-1}) = \frac{1}{(1 - R_{i, \text{otras}}^2)}$$

Donde  $R_{i, \text{otras}}^2$  es el coeficiente de correlación múltiple en la regresión de  $X_1$  en función del resto de las variables explicativas. Por tanto, elementos de la diagonal principal mayores de 10 en la matriz  $R^{-1}$  indican alta multicolinealidad. (Peña, 1989). Sin embargo, una de las desventajas que tiene este estadístico es que se encuentra influido por la escala de medida de las variables del modelo. Por ejemplo, si uno de los regresores tiene una gran varianza y otro muy pequeña, la matriz  $X'X$  estará condicionada aunque los regresores sean ortogonales, y por tanto existirán términos nulos fuera de la diagonal principal, por tanto, su uso deberá ser complementado con la utilización de otro/s estadístico/s. El índice de condicionamiento, es otro estadístico que tiene por objeto medir el grado de asociación entre las variables independientes del modelo.

$$IC = \sqrt{\frac{\text{max. autovalor. matriz}}{\text{min. autovalor. matriz}}}$$

Para cada variable, el IC revela el problema de colinealidad cuando la proporción entre el máximo y mínimo autovalor de la matriz  $X'X$  contribuye fuertemente a la varianza de 2 o más estimadores.

Es más conveniente utilizar este índice dado que no se encuentra influido por la escala de medida de los regresores. En general, se admite que existe alta multicolinealidad entre las variables si el IC se encuentra en el intervalo 30-100.

La multicolinealidad es un problema de la muestra y por tanto no tiene solución simple, las alternativas posibles para remediarlas serán:

- eliminar regresores, reduciendo el número de parámetros a estimar.
- incluir información externa a los datos.

Matemáticamente, estas 2 soluciones suponen sustituir los estimadores mínimos cuadrados por estimadores sesgados pero de menor error cuadrático medio.

(Peña, 1989)

### **-1.2.2 Las perturbaciones son homocedásticas**

Uno de los supuestos del modelo clásico de regresión es que la varianza del término de error es constante, es decir, es homocedástica.

Para un modelo con perturbaciones heterocedásticas, supondremos que cada término de error,  $e_i$ , se distribuye normalmente con varianza  $\delta_i^2$ , **no siendo la varianza constante para todas las observaciones**. Cuando existe esta posibilidad, la estimación minimocuadrática ordinaria otorga más peso a las observaciones a las que les corresponden varianzas del error mayores que aquellas a cuyos errores les corresponden varianzas menores. Esta ponderación implícita se debe a que la suma de los cuadrados de los residuos, asociada con los términos de error mayores, será probablemente superior que la suma de los cuadrados de los residuos asociada con los errores de varianza menor. La recta de regresión se ajustará de forma tal de que minimice la suma total de los cuadrados de los residuos, y la mejor manera de lograrlo es garantizar un ajuste muy bueno para la porción de datos correspondientes a las varianzas grandes. A causa de esta ponderación implícita, los estimadores siguen siendo consistentes e insesgados, pero no serán eficientes, es decir, la varianza de los estimadores no serán mínimas. Para evaluar la presencia de Heterocedasticidad en el modelo, se evaluarán los siguientes métodos:

a) **Método gráfico :**

1) Residuos Vs. Variable dependiente predicha : De esta manera se quiere comprobar la existencia de algún patrón sistemático entre el crecimiento del valor promedio estimado y el residuo de la regresión, si es posible dilucidar un “cono” en esta gráfica, se tendría evidencia de que los residuos no tienen varianza constante, por tanto se podría inferir que las perturbaciones son homocedásticas.

---

2) Gráficos parciales: Si en el gráfico anterior se visualizara algún patrón de comportamiento, se efectuarían los gráficos denominados parciales, los cuales relacionan los residuos cuadráticos con cada variable explicativa. De esta manera se podrá identificar cuál de las variables es la causante de que los residuos sean heterocedásticos.

b) Método analítico

A fin de evaluar los resultados obtenidos con las pruebas gráficas, se utilizarán dos pruebas: la Prueba de Glejser y la Prueba de Park.

La primera, consiste en regresar los valores absolutos de los residuos ( $e_i$ ) sobre las variables explicativas del modelo, si bien Glejser elabora diferentes supuestos acerca de la forma funcional que habrían de tomar las variables explicativas sobre los valores absolutos de los residuos, en este trabajo se asume el supuesto 1, dado que:

- 1) En el modelo global existen variables compuestas (variables reales ponderadas por ficticias de carácter binario), cuyo valores se hacen 0 para ciertos períodos de la muestra, será imposible entonces elevar a la potencia (-1) dichas variables, ya que la división por 0 genera un valor infinito. De esta manera es inaplicable esta regla (2), a saber :

$$|e_i| = \beta_0 + \beta_1 (X_1)^{-1} + \beta_2 (X_2)^{-1} + \beta_3 (X_3)^{-1} + \dots + \beta_n (X_n)^{-1}$$

- 2) De la misma forma será imposible aplicar el tercer supuesto explicitado:

$$|e_i| = \beta_0 + \beta_1 (\sqrt[2]{X_1})^{-1} + \beta_2 (\sqrt[2]{X_2})^{-1} + \beta_3 (\sqrt[2]{X_3})^{-1} + \dots + \beta_n (\sqrt[2]{X_n})^{-1}$$

Dada la imposibilidad de efectuar el resto de los supuestos de Glejser, se evaluará el supuesto 1, que se especifica de la siguiente manera:

$$(1) |e_i| = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + \beta_n X_n$$

Por su parte, la prueba de Park, relaciona el logaritmo natural de los residuos cuadráticos con el logaritmo natural de cada una de las variables explicativas del modelo.

$$\ln(e_i)^2 = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \ln X_1 + \hat{\beta}_2 \ln X_2 + \hat{\beta}_3 \ln X_3 + \dots + \hat{\beta}_n \ln X_n$$

Esta prueba sólo se utiliza para el modelo de expectativas desarrollado en el apartado anterior, ya que para el modelo global no es aplicable, dado que no se encuentra definido el logaritmo natural de las variables,  $EMBI_{1t}D_{1t}$ ,  $TASA_{2t}D_{2t}$ ,  $D_{3t}$ ,  $EMA_{4t}D_{4t}$ ,  $Rend_{5t}^e D_{5t}$  cuando estas asumen el valor 0.

Para ambas pruebas, si los estadísticos t de cada estimador son no significativos, es decir que el p-value asociado es mayor que 0,05 ( y que al mismo tiempo los gráficos descriptos con anterioridad no evidencien relación sistemática entre los residuos y las variables predicha/explicativa), entonces estaremos en condiciones de suponer que las perturbaciones del modelo son de carácter homocedástico. Si por el contrario, existe evidencia de relación sistemática entre los residuos y las variables predicha/explicativa tanto en forma gráfica como analítica, entonces adoptaremos una serie de supuestos acerca del comportamiento de las perturbaciones a fin de que sea posible la corrección del problema de heterocedasticidad.

**-1.2.3 Las perturbaciones no se encuentran correlacionadas :** Otro de los supuestos del modelo clásico de regresión es que las perturbaciones sucesivas no se encuentran correlacionas entre sí, es decir, que :

$$E(\mu_i, \mu_j) = 0 ,$$

La Autocorrelación se puede definir como la correlación existente entre los miembros de una serie de observaciones ordenadas en el tiempo. Simbólicamente:

$$E(\mu_i, \mu_j) \neq 0$$

Peña(1989), indica que la dependencia entre las perturbaciones del modelo de regresión es un problema frecuente cuando las variables que estudiamos son series temporales. Por tanto, en las regresiones que involucran datos de series temporales, es probable que las observaciones sucesivas sean interdependientes.

**Las consecuencias teóricas de la Autocorrelación son:**

- Los estimadores serán insesgados pero no eficientes (no tendrán varianza mínima)
- Los contrastes para los parámetros no son válidos y están sesgados hacia la detección de relaciones inexistentes o espurias (los test t y F se encuentran sobreestimados)
- Las predicciones son ineficientes
- La varianza residual probablemente subestime su verdadero valor
- Como consecuencia de lo anterior es probable que se sobreestime el coeficiente de determinación

A fin de evaluar la existencia de correlación serial de primer orden, se utiliza el estadístico de Durbin Watson

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (\mu_t - \mu_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \mu_t^2}$$

Cuya hipótesis nula es:

Ho) No existe Autocorrelación ,  $\rho= 0$ .

Los valores críticos de este estadístico se encuentran tabulados. De esta manera sí:

·  $d_l < d < d_u$  , nos encontramos en la zona de indecisión, por lo cual este estadístico no permitirá concluir acerca de la existencia de correlación serial.

·  $0 < d < d_l$  , rechazamos  $H_0$ ) , pues existe evidencia de Autocorrelación positiva en los residuos.

·  $d_u < d < 4 - d_u$  , No rechazamos  $H_0$ ), no existe Autocorrelación en los residuos.

·  $4 - d_u < d < 4 - d_l$  , nos encontramos en la zona de indecisión.

·  $4 - d_l < d < 4$  , Rechazamos  $H_0$ ) existe evidencia de Autocorrelación negativa en los residuos.

De igual manera, resulta conveniente evaluar los supuesto en los que se basa el estadístico  $d$ :

- 1) El modelo de regresión incluye el término constante.
- 2) Las variables explicativas son no estocásticas, o fijas para muestreos repetidos.
- 3) Las perturbaciones  $\mu_t$  se generan a través de un esquema autorregresivo de primer orden.

$$\mu_t = \rho\mu_{t-1} + \varepsilon_t$$

- 4) El modelo de regresión no incluye el valor o valores rezagados de la variable dependiente como una de las variables explicativas.
- 5) No faltan observaciones.

De la manera en que se halla especificado el modelo a estimar, los supuestos 1,2,4 y 5 en que se basa el estadístico se cumplen, sin embargo el supuesto 3 habría que analizarlo. Para ello, se utiliza las funciones de Autocorrelación estimada (FACE) y las funciones de Autocorrelación parcial estimada (FACPE). Así, del análisis conjunto de estos estadísticos, se obtiene el proceso generador temporal de los residuos y de esta manera se podrá inferir acerca del comportamiento de las perturbaciones.

### **El estimador FACE.**

$$r_\tau = \frac{\sum_{i=\tau-1}^n (w_i - \hat{w})(w_{i-\tau} - \hat{w})}{\sum_{i=\tau-1}^n (w_i - \hat{w})^2}$$

A partir de la muestra de tamaño n, de la serie estacionaria  $w_i$ , es posible calcular el coeficiente FACE muestral de orden  $\tau$ .

Bajo el supuesto de que la distribución del estadístico es normal, entonces

$$E(r_\tau) = 0$$

$$Var(r_\tau) = (1 + 2 \sum_{k=1}^{\tau-1} r_k^2) / N$$

será posible construir intervalos de confianza del orden del 95 %, en el que se encontrará el verdadero valor del parámetro  $\rho_k$ .

Tal intervalo será:

$$E(r_\tau) - 1,96 \sqrt{Var(r_\tau)} < \rho_k < E(r_\tau) + 1,96 \sqrt{Var(r_\tau)}$$

### El estimador FACPE.

Los coeficientes FACPE, podrían ser calculados a través de la regresión, para este caso particular sería :

$$\hat{e}_i = \theta_{11} e_{i-1}$$

$$\hat{e}_i = \theta_{21} e_{i-1} + \theta_{22} e_{i-2}$$

•

•

•

$$\hat{e}_i = \theta_{k1} e_{i-1} + \theta_{k2} e_{i-2} + \dots + \theta_{kk} e_{i-k}$$

Desde esta perspectiva, un coeficiente de Autocorrelación parcial estimado (por ejemplo  $\theta_{kk}$ ) puede contemplarse como la correlación parcial existente entre  $e_{i-k}$  y  $e_i$  cuando se han eliminado de ambas variables, el efecto de  $e_{i-1}, e_{i-2}, \dots, e_{i-k+1}$ .

Considerando que la distribución del estadístico es aproximadamente normal, con media 0 y con varianza igual a:

$$\text{Var}(\hat{\theta}_{kk}) = 1/N$$

Es posible entonces, generar intervalos de confianza a un nivel del 95 % de la siguiente manera :

$$[-1,96 \sqrt{1/N} ; +1,96 \sqrt{1/N}]$$

Como hemos dicho con anterioridad, a través del análisis conjunto de las funciones (FACE y FACPE) y de sus respectivos intervalos de confianza, es posible verificar si los residuos mínimo cuadráticos siguen un esquema autorregresivo de primer orden.

### **Identificación del Proceso generador temporal**

Según Uriel (1985), en la identificación del modelo generador ARMA(p,q), los instrumentos básicos son, como se ha dicho, la FACE y FACPE. El proceso de identificación consiste en comparar el comportamiento de estos estadísticos con las funciones de Autocorrelación parcial teóricas correspondientes a distintos modelos teóricos con los que puedan guardar similitud, teniendo en cuenta que nunca cabe esperar una similitud perfecta debido a errores de muestreo.

Para nuestro caso en particular, deberíamos conocer si la estructura temporal de los residuos siguen en forma aproximada un patrón autorregresivo de primer orden, si es así, podemos estimar el coeficiente autorregresivo de primer orden mediante la aproximación de Durbin – Watson.

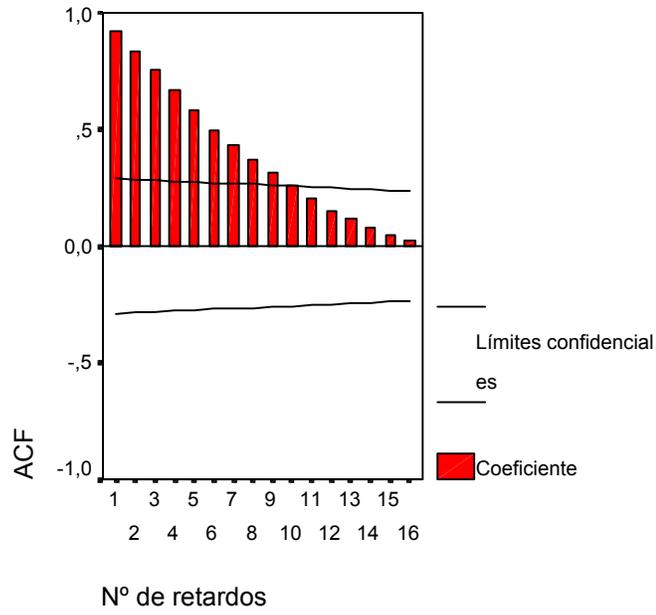
$$d \approx 2 (1 - \rho_1)$$

$$\rho_1 \approx 1 - d/2$$

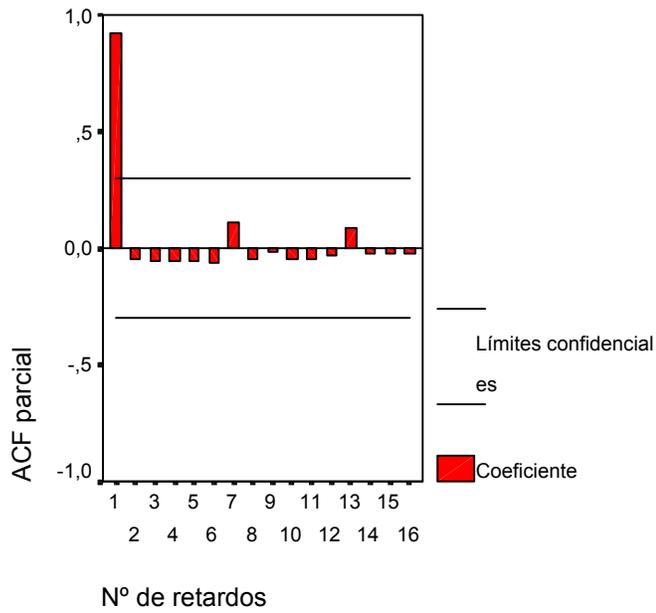
*En general, en un modelo AR (p), los coeficientes de Autocorrelación presentan un decrecimiento rápido que puede ser geométrico puro, geométrico con alternancia de signos, sinusoidal o una mezcla de los anteriores. Por otra parte los coeficientes de Autocorrelación parcial son iguales a 0, (no significativos) para retardos superiores a p.*

Así para un AR(1), los gráficos FACE y FACPE deberían presentar un comportamiento similar al siguiente:

### EJEMPLO



### EJEMPLO



Como se puede observar en los gráficos de la FACE y FACPE, la serie simulada, presenta un patrón AR(1), dado que la FACE presenta un decrecimiento continuo y los coeficientes FACPE se anulan para retardos superiores a p (1).

Si cumple este supuesto, es decir, si existe Autocorrelación serial de primer orden, será posible eliminar este problema mediante el procedimiento de diferencias generalizadas.

Finalmente, utilizaremos la Prueba de Racha. La misma, tiene por objeto analizar si la secuencia entre las perturbaciones positivas y negativas sigue o no un proceso aleatorio. En caso afirmativo, entonces podremos concluir que las perturbaciones se encuentran no correlacionadas.

Bajo el supuesto de que los eventos sucesivos son independientes y que  $N_1 > 10$  y  $N_2 > 10$ , el número de corridas tiene una distribución (asintóticamente) normal con:

$$m_e = E(n) = 1 + (2N_1N_2)/(N_1 + N_2)$$

$$Var(n) = \delta_n^2 = [2N_1N_2(2N_1N_2 - N_1 - N_2)] / [(N_1 + N_2)(N_1 + N_2 - 1)]$$

En donde:

$N_1$  = número de símbolos positivos (perturbaciones positivas)

$N_2$  = número de símbolos negativos (perturbaciones negativas)

#### Regla de decisión

Acéptese la hipótesis nula de aleatoriedad con un nivel de confianza del 95 % si:

$$[ E(n) - 1,96\delta_n \leq n \leq E(n) + 1,96\delta_n ]$$

Rechácese la hipótesis nula si el valor de n se encuentra fuera de estos límites.

- **Hipótesis de normalidad en las perturbaciones** : La hipótesis de normalidad es necesaria para realizar contraste de significación y obtener intervalos de

confianza para los parámetros. La ausencia de normalidad en los residuos afecta las propiedades de los estimadores mínimo cuadráticos, los cuáles dejan de coincidir con los máximo verosímiles, y aunque todavía centrados dejan de ser eficientes (no tienen mínima varianza).

Según Pablo (1989) la falta de normalidad puede ser debida a la presencia de unas pocas observaciones atípicas. Por otra parte, si la distribución de las perturbaciones no se desvía mucho de la normalidad, los contrastes t y F pueden ser todavía utilizados aunque sus resultados son solo aproximados. Asimismo, el mismo autor, sugiere que *las causas de la no normalidad en los residuos, pueden derivarse de sesgos en la especificación del modelo.*

El efecto principal de la falta de normalidad es convertir a los coeficientes mínimos cuadráticos en no eficientes, con lo que no se obtiene el máximo partido de la información muestral.

### **Identificación**

Utilizaremos en primer lugar el gráfico de los residuos estandarizados: si los residuos se alinean a lo largo de los valores normales esperados, será posible reconocer la normalidad de los residuos y por tanto inferir la normalidad de las perturbaciones. Sin embargo, a fin de probar este supuesto con un mayor grado de rigurosidad, realizaremos la prueba de Kolmogorov – Smirnov , la misma utiliza como estadístico :

$$D_n = \sup / F_n (x) - F(x) /$$

En donde  $F_n(x)$ , es la función de distribución empírica muestral y  $F(x)$  es la teórica de la población que se desea contrastar. Por su parte, el contraste se realiza calculando  $D_n$  y rechazando la hipótesis nula de normalidad cuando el valor de  $D_n$  es significativamente grande, es decir, mayor que el valor dado por las tablas, al nivel de significación escogido. ***Como regla de decisión, podemos aceptar la hipótesis nula de normalidad si el p- value asociado al estadístico  $K - S$  es mayor al nivel de significación de 0,05.***

## **Tratamiento**

Cuando los residuos indiquen falta de normalidad tendremos que investigar sus causas : si existen algunas observaciones heterogéneas, que producen una distribución más apuntada de lo normal, debemos estudiar estos datos atípicos para identificar si son debidos a variables omitidas en el modelo y cuando así sea, reformular el modelo para incluirlas. Si este estudio resulta infructuoso, la mejor solución es realizar un estudio de influencia, para cuantificar el efecto que estas observaciones tienen en el modelo.

Si los residuos se desvían de la normalidad por una fuerte asimetría, tendríamos que elegir entre:

- Transformar la variable respuesta (es frecuente que la no normalidad vaya unida a falta de linealidad).
- Renunciar a los contrastes de significación y limitar el análisis a la estimación de los parámetros, incluyendo una medida descriptiva del ajuste, como el coeficiente de determinación ajustado por los grados de libertad.
- Deducir de la distribución de los residuos, un modelo de distribución para la perturbación consistente con lo observado, y construir contrastes aproximados, derivados de ese modelo.

## \* ANEXO 2

### *Método Utilizado para la corrección de heterocedasticidad en el Modelo de “Rendimientos esperados”*

Asumiendo el supuesto de que la varianza de las perturbaciones es proporcional al cuadrado de la variable  $\ln\text{Bolsa}_{t-1}$ , procederemos a transformar el modelo de la siguiente manera :

Si :

$$(1) \text{Rend}_t^e = \beta_0 + \beta_1 \ln\text{Bolsa}_{t-1} + \beta_2 \delta_{t-1} + \mu_t$$

Entonces:

$$(2) \text{Rend}_t^e / \ln\text{Bolsa}_{t-1} = \beta_0 [ 1/\ln\text{Bolsa}_{t-1} ] + \beta_1 + \beta_2 [ \delta_{t-1}/\ln\text{Bolsa}_{t-1} ] + \mu_t/\ln\text{Bolsa}_{t-1}$$

Aplicando mínimos cuadrados ordinarios a la ecuación 2, resultó :

$$(3) \hat{\text{Rend}}_t^e / \hat{\ln\text{Bolsa}}_{t-1} = 0,011 [ 1/\hat{\ln\text{Bolsa}}_{t-1} ] + 73,259 - 0,627 [ \hat{\delta}_{t-1}/\hat{\ln\text{Bolsa}}_{t-1} ]$$

Luego, para regresar a variables originales del modelo, hemos de multiplicar a la ecuación 3, por  $\ln\text{Bolsa}_{t-1}$

Resultando:

$$(4) \hat{\text{Rend}}_t^e = 73,259 + 0,011 \hat{\ln\text{Bolsa}}_{t-1} - 0,627 \hat{\delta}_{t-1}$$

A fin de evaluar, si el problema de heterocedasticidad ha sido solucionado a través de la corrección propuesta, realizaremos nuevamente la Prueba de Park.

**Cuadro 17 : Prueba de Park (en los residuos del nuevo modelo)**

	Modelo		
	1		
	(Constante)	LNBOLESA	LNBOLESIAB
Coefficientes no B	-13,453	,259	-,914
estandarizados Error típ.	8,972	,925	,764
Coefficientes Beta		,053	-,224
estandarizados			
<b>T</b>	<b>-1,499</b>	<b>,280</b>	<b>-1,196</b>
<b>Sig.</b>	<b>,145</b>	<b>,781</b>	<b>,242</b>
Intervalo de Límite inferior	-31,862	-1,639	-2,482
confianza para B al Límite superior	4,956	2,157	,654
95%			

Variable dependiente: Logaritmo natural de los nuevos residuos.

Como se puede apreciar en el cuadro 17, los p-value asociados a cada estadísticos t son superiores al nivel de significación propuesto (0,05). Por tanto, se podría inferir que la corrección efectuada ha sido capaz de quebrantar la relación sistemática existente entre la varianza del error y la variable  $\ln Bole_{t-1}$ . De esta manera, podemos afirmar que los nuevos residuos, son de carácter homocedásticos.

**\* ANEXO 3**

**Método Utilizado para la corrección de autocorrelación en el Modelo de Global**

Sí :

$$(1) \text{IndBolsa}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{EMBI}_{1t} D_{1t} + \beta_2 \text{TASA}_{2t} D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 \text{EMA}_{4t} D_{4t} + \beta_5 \text{REND}^e_{5t} D_{5t} + \mu_t$$

También se cumple :

$$(2) \hat{\rho} \text{IndBolsa}_{t-1} = \hat{\rho} \hat{\beta}_0 + \hat{\rho} \hat{\beta}_1 \text{EMBI}_{t-1} D_{1t-1} + \hat{\rho} \hat{\beta}_2 \text{TASA}_{2t-1} D_{2t-1} + \hat{\rho} \hat{\beta}_3 D_{3t-1} + \hat{\rho} \hat{\beta}_4 \text{EMA}_{4t-1} D_{4t-1} + \hat{\rho} \hat{\beta}_5 \text{REND}^e_{5t-1} D_{5t-1} + \hat{\rho} \hat{\mu}_{t-1}$$

Restando (2) a (1) y sacando factor común, obtendremos:

$$(3) \hat{\text{InBolsa}}_t - \hat{\rho} \hat{\text{InBolsa}}_{t-1} = \hat{\beta}_0 (1 - \hat{\rho}) + \hat{\beta}_1 (\text{EMBI}_t D_{1t} - \hat{\rho} \text{EMBI}_{t-1} D_{1t-1}) + \hat{\beta}_2 (\text{Tasa}_{2t} D_{2t} - \hat{\rho} \text{Tasa}_{2t-1} D_{2t-1}) + \hat{\beta}_3 (D_{3t} - \hat{\rho} D_{3t-1}) + \hat{\beta}_4 (\text{EMA}_{4t} D_{4t} - \hat{\rho} \text{EMA}_{4t-1} D_{4t-1}) + \hat{\beta}_5 (\text{REND}^e_{5t} D_{5t} - \hat{\rho} \text{REND}^e_{5t-1} D_{5t-1}) + \mu_t - \hat{\rho} \mu_{t-1}$$

Aplicando mínimos cuadrados a la ecuación 3, y dividiendo al coeficiente autónomo por

la factor (1-ρ), obtenemos:

$$\hat{\text{IndBolsa}}_t = 26077,88 - 1470,307 \text{Tasa}_t D_{1t} - 2,854 \text{Embi}_t D_{2t} - 27316,82 D_{3t} + 52,40 \text{EMA}_t D_{4t} + 75,301 \text{Rend}^e_t D_{5t}$$

Calculando el coeficiente D-W para el modelo corregido:

Modelo	Durbin-Watson
1	1,889(a)

a Variables predictoras: : (Constante),  $EMA_{tD_{4t}}$ ,  $EMBI_{tD_{2t}}$ ,  $TASA_{tD_{1t}}$ ,  $REND^e_{tD_{5t}}$ ,  $D_{3t}$   
 Variable dependiente:  $IndBolsa_t$

Dado que  $d_l < d < d_u$ , entonces no se rechaza la  $H_0$ )  $\rho \sim 0$ , por lo que el problema de autocorrelación serial de 1º orden se ha solucionado.

## \* ANEXO 4

### *Prueba de estabilidad de los coeficientes “Test de Chow” (Para el Modelo Global)*

Un aspecto importante de los modelos econométricos, se halla en la consideración acerca de si los estimadores poblacionales son o no estables para la misma muestra. Para esta finalidad se puede aplicar – como una aproximación – el test de Chow (1960), este test utiliza el siguiente estadístico:

$$F_{e, n_2, n_1 - g} = \frac{(\sum_{t=1}^n \tilde{e}_t^2 - \sum_{t=1}^{n_1} \tilde{e}_t^2) / n_2}{(\sum_{t=1}^{n_1} \tilde{e}_t^2) / (n_1 - g)}$$

$$n = n_1 + n_2$$

Siendo :

g : la cantidad de parámetros a estimar por el modelo.

n<sub>1</sub>: número de observaciones del primer período considerado ( Enero de 1997 a Diciembre de 2001)

n<sub>2</sub> : número de observaciones del segundo período considerado (Enero de 2002 a Junio de 2004)

$\sum \tilde{e}_t^2$ : sumatoria de los residuos al cuadrado.

Dado que el presente trabajo toma en consideración dos períodos bien diferenciados ( vigencia del plan de convertibilidad y su abandono como plan monetario), resulta esencial contar con algún indicador que nos revele si el modelo estimado resulta robusto para la totalidad del período muestral.

### Regla de decisión

Ho) *No Existe cambio estructura, Sí  $F_e (n_2, n_1-g) < F_t (n_2, n_1-g)$*

Es decir, que si el valor adoptado por el F empírico ( $F_e$ ), resulta mayor que el valor dado por tabla (a los grados de libertad considerados), entonces, podemos afirmar que el modelo resulta inestable en términos de los coeficientes estimados (rechazando la hipótesis nula), en caso contrario, se dirá que es existente la condición de estabilidad estructural, por lo que el modelo especificado, resulta capaz de explicar la dinámica de la variable respuesta para la totalidad de la muestra (aceptación de la hipótesis nula).

Realizada la Prueba hemos obtenido:

$$F_{e(30,54)} = 0,47761$$

Por su parte, el valor de tabla asociado al estadístico F (con nivel de significación del 5%), con grados de libertad 30 y 54 respectivamente, adquiere el valor:

$$F_{t(30,54)} = 1,67024$$

Dado que  $F_e$  es menor a  $F_t$ , ***entonces podemos concluir que el modelo es estable estructuralmente*** (para la totalidad de la muestra).

**\* Anexo 5**

***Datos Utilizados en la confección de la Tesis  
Índice Bolsa, en pesos corrientes (promedio mensual)***

Fuente : Bolsa de Comercio de Buenos Aires, <http://www.bolsar.com>

ene-97	19351,02	oct-00	17824,82
feb-97	20673,54	nov-00	17149,97
mar-97	20603,55	dic-00	16390,28
abr-97	20285,17	ene-01	18918,02
may-97	21702,1	feb-01	18568,6
jun-97	22933,71	mar-01	17553,57
jul-97	23584,3	abr-01	17310,5
ago-97	24558,96	may-01	16927,36
sep-97	24188,23	jun-01	16618,04
oct-97	24092,37	jul-01	13790,78
nov-97	20627,23	ago-01	13050,29
dic-97	22252,38	sep-01	11577,86
ene-98	21212,12	oct-01	9966,75
feb-98	22657,15	nov-01	9688,28
mar-98	22951,21	dic-01	11482,26
abr-98	22766,19	ene-02	18645,0192
may-98	22048,12	feb-02	20287,722
jun-98	19815,2	mar-02	20251,0875
jul-98	21204,02	abr-02	20832,36
ago-98	17623,41	may-02	19847,5515
sep-98	15063,11	jun-02	17799,1156
oct-98	16812,69	jul-02	20577,5448
nov-98	19035,09	ago-02	20908,2555
dic-98	17586,26	sep-02	21058,821
ene-99	16198,13	oct-02	21772,2016
feb-99	16480,99	nov-02	23741,5798
mar-99	16995,68	dic-02	24979,0119
abr-99	18886,06	ene-03	27064,0242
may-99	21515,15	feb-03	27779,344
jun-99	20782,78	mar-03	27269,2112
jul-99	19329,22	abr-03	28127,8665
ago-99	19057,62	may-03	29424,9396
sep-99	19692,51	jun-03	32768,7108
oct-99	19699,35	jul-03	31679,9268
nov-99	20479,26	ago-03	31345,8445
dic-99	21089,47	sep-03	33784,4928
ene-00	20746,18	oct-03	37357,1368
feb-00	21447,79	nov-03	39821,9088
mar-00	21073,49	dic-03	43933,9016
abr-00	20200,42	ene-04	53030,2952
may-00	18660,71	feb-04	49282,169
jun-00	19492,31	mar-04	53184,588
jul-00	20437,49	abr-04	49682,7188
ago-00	19183,63	may-04	41816,9893
sep-00	19352,74	jun-04	41536,0933

**EMBI (Enero de 1997 a Junio 2001)**

Mes	EMBI	Mes	EMBI
Enero de 1997	523,5	Enero de 2001	703,8
Febrero	436,6	Febrero	706,3
Marzo	467,2	Marzo	846,6
Abril	500,6	Abril	981,4
Mayo	415,2	Mayo	999,9
Junio	378,7	Junio	956,2
Julio	357,6		
Agosto	325,9		
Septiembre	329,0		
Octubre	396,2		
Noviembre	592,9		
Diciembre	529,3		
Enero de 1998	548,4		
Febrero	476,4		
Marzo	446,1		
Abril	453,0		
Mayo	491,8		
Junio	553,7		
Julio	531,5		
Agosto	868,4		
Septiembre	1186,9		
Octubre	943,5		
Noviembre	782,1		
Diciembre	817,2		
Enero de 1999	960,3		
Febrero	877,5		
Marzo	815,6		
Abril	717,9		
Mayo	802,9		
Junio	902,6		
Julio	1073,7		
Agosto	1066,8		
Septiembre	888,4		
Octubre	820,0		
Noviembre	767,8		
Diciembre	720,6		
Enero de 2000	709,5		
Febrero	715,6		
Marzo	651,4		
Abril	694,4		
Mayo	774,7		
Junio	770,2		
Julio	739,9		
Agosto	763,5		
Septiembre	754,7		
Octubre	876,5		
Noviembre	1031,4		
Diciembre	806,0		

Fuente : Centro de Economía Internacional, [www.cei.gov.ar](http://www.cei.gov.ar)

**Tipo de Cambio Nominal , unidades de moneda nacional por dólar estadounidense , promedio mensual**

ene-97	1,00	Mar-00	1,00	May-03	2,89
feb-97	1,00	abr-00	1,00	jun-03	2,94
mar-97	1,00	May-00	1,00	jul-03	2,92
abr-97	1,00	jun-00	1,00	Ago-03	2,95
May-97	1,00	jul-00	1,00	Sep-03	2,96
jun-97	1,00	Ago-00	1,00	oct-03	2,92
jul-97	1,00	Sep-00	1,00	Nov-03	2,92
Ago-97	1,00	oct-00	1,00	dic-03	2,98
Sep-97	1,00	Nov-00	1,00	Ene-04	2,92
oct-97	1,00	dic-00	1,00	feb-04	2,95
Nov-97	1,00	Ene-01	1,00	Mar-04	2,92
dic-97	1,00	feb-01	1,00	Abr-04	2,86
Ene-98	1,00	Mar-01	1,00	May-04	2,93
feb-98	1,00	abr-01	1,00	Jun-04	2,99
Mar-98	1,00	May-01	1,00		
abr-98	1,00	jun-01	1,00		
May-98	1,00	jul-01	1,00		
jun-98	1,00	Ago-01	1,00		
jul-98	1,00	Sep-01	1,00		
Ago-98	1,00	oct-01	1,00		
Sep-98	1,00	Nov-01	1,00		
oct-98	1,00	dic-01	1,00		
Nov-98	1,00	Ene-02	1,52		
dic-98	1,00	feb-02	1,95		
Ene-99	1,00	Mar-02	2,45		
feb-99	1,00	abr-02	2,85		
Mar-99	1,00	May-02	3,15		
abr-99	1,00	jun-02	3,58		
May-99	1,00	jul-02	3,66		
jun-99	1,00	Ago-02	3,63		
jul-99	1,00	Sep-02	3,65		
Ago-99	1,00	oct-02	3,67		
Sep-99	1,00	Nov-02	3,53		
oct-99	1,00	dic-02	3,49		
Nov-99	1,00	Ene-03	3,27		
dic-99	1,00	feb-03	3,17		
Ene-00	1,00	Mar-03	3,08		
feb-00	1,00	abr-03	2,95		

Fuente : Centro de Economía Internacional , [www.cei.gov.ar](http://www.cei.gov.ar) , y FMI.

**Tasa nominal anual anunciada para depósitos en plazo fijo para períodos comprendidos entre 7 y 59 días. (promedio, en instituciones financieras del Gran Buenos Aires.**

Fecha	Tasa	Fecha	Tasa
Ene-97	5,90	Dic-00	9,24
Feb-97	5,78	Ene-01	7,47
Mar-97	5,74	Feb-01	6,16
Abr-97	5,75	Mar-01	6,86
May-97	5,69	Abr-01	8,58
Jun-97	5,67	May-01	9,16
Jul-97	5,68	Jun-01	8,27
Ago-97	5,71	Jul-01	10,61
Sep-97	5,71	Ago-01	13,75
Oct-97	5,88	Sep-01	12,46
Nov-97	6,40	Oct-01	12,09
Dic-97	6,48	Nov-01	13,72
Ene-98	6,35		
Feb-98	6,05		
Mar-98	6,03		
Abr-98	5,96		
May-98	5,94		
Jun-98	5,90		
Jul-98	5,95		
Ago-98	6,16		
Sep-98	7,79		
Oct-98	7,34		
Nov-98	6,61		
Dic-98	6,71		
Ene-99	7,25		
Feb-99	6,68		
Mar-99	5,95		
Abr-99	5,56		
May-99	5,66		
Jun-99	6,15		
Jul-99	6,22		
Ago-99	6,23		
Sep-99	6,50		
Oct-99	6,96		
Nov-99	6,73		
Dic-99	7,11		
Ene-00	6,42		
Feb-00	6,72		
Mar-00	6,29		
Abr-00	6,39		
May-00	6,96		
Jun-00	6,71		
Jul-00	6,66		
Ago-00	6,60		
Sep-00	6,92		
Oct-00	7,22		
Nov-00	8,26		

Fuente : Banco Central de la República Argentina, Subgerencia de Estadísticas Monetarias y Financieras, <http://www.bcra.gov.ar>

**Estimador Mensual de Actividad, desestacionalizado (Enero de 1997- Diciembre de 2001)**

<i>Índice</i>	<i>Fecha</i>	<i>Índice</i>	<i>Fecha</i>
104,7	ene-97	115,6	sep-00
105,6	feb-97	114,7	oct-00
114,9	mar-97	117,1	nov-00
120,7	abr-97	121	dic-00
121,2	may-97	104,9	ene-01
115,6	jun-97	105,6	feb-01
122,4	jul-97	118,3	mar-01
117,3	ago-97	119,3	abr-01
120,6	sep-97	124	may-01
121,2	oct-97	118	jun-01
120,8	nov-97	115,3	jul-01
122,6	dic-97	111,7	ago-01
108,5	ene-98	106,7	sep-01
110,3	feb-98	105,7	oct-01
125,8	mar-98	106,9	nov-01
126,8	abr-98	103,1	dic-01
128,5	may-98		
126,7	jun-98		
128,3	jul-98		
121,6	ago-98		
122,3	sep-98		
120,2	oct-98		
121,5	nov-98		
121,4	dic-98		
105,5	ene-99		
107,8	feb-99		
122,9	mar-99		
120,9	abr-99		
122,5	may-99		
119,9	jun-99		
118,3	jul-99		
117,3	ago-99		
117,6	sep-99		
116	oct-99		
120,5	nov-99		
123,3	dic-99		
105	ene-00		
108,6	feb-00		
122	mar-00		
119,1	abr-00		
123,5	may-00		
119,3	jun-00		
118,4	jul-00		
117,1	ago-00		

Fuente : Instituto Nacional de Estadísticas y Censos , <http://www.indec.gov.ar>

**Datos utilizados para la confección del modelo econométrico perteneciente a la variable “ Rendimientos esperados por los agentes económicos”.**

Rendimiento Efectivo (1)	$\ln \text{Bolsa}_{t-1}$ (2)	$\delta_{t-1}$ (3)
151,2	11482,26	68,93
139,92	12266,46	83,6
156,1	10403,96	82,05
123,17	8265,75	67,17
108,45	7309,6	43,8
112,83	6300,81	41,32
115,71	4971,82	37,76
114,09	5622,28	38,78
113,19	5759,85	23,6
119,02	5769,54	19,22
134,07	5932,48	22,21
135,65	6725,66	24,29
138,89	7157,31	28,98
147,85	8276,46	29,85
139,69	8763,2	22,31
152,38	8853,64	17,01
158,15	9534,87	29,58
171,7	10181,64	31,51
168,71	11145,82	26,51
162,01	10849,29	24,6
184,09	10625,71	19,66
199,25	11413,68	19,18
212,91	12793,54	16,26
247,56	13637,64	15,87
260,15	14742,92	19,31
266,45	18161,06	27,39
263,54	16705,82	36,72
232,18	18213,9	34,4
207,25	17371,58	24,44
206,38	14272,01	37

- (1) Serie rendimiento efectivo de una cartera de acciones diversificada, en pesos de Diciembre de 2001, Fuente: Bolsa de Comercio de Buenos Aires , <http://www.bolsar.com>
- (2) Elaboración Propia, en base a datos del Centro de Economía Internacional, <http://www.cei.gov.ar>, y a la Bolsa de Comercio de Buenos Aires <http://www.bolsar.com>.
- (3) Variabilidad promedio mensual, del Índice Bolsa, Bolsa de Comercio de Buenos Aires <http://www.bolsar.com>

**Datos utilizados para la confección del modelo econométrico (global)**

Fecha	$\ln\text{Bolsa}_t$	$D_{3t}$	$\text{Tasa}_t D_{1t}$	$\text{Rend}_t^e D_{5t}$	$\text{Embi}_t D_{2t}$	$\text{EMA}_t D_{4t}$
ene-97	19351,02	0	5,9	0	523,5	104,7
feb-97	20673,54	0	5,78	0	436,6	105,6
mar-97	20603,55	0	5,74	0	467,2	114,9
abr-97	20285,17	0	5,75	0	500,6	120,7
may-97	21702,1	0	5,69	0	415,2	121,2
jun-97	22933,71	0	5,67	0	378,7	115,6
jul-97	23584,3	0	5,68	0	357,6	122,4
ago-97	24558,96	0	5,71	0	325,9	117,3
sep-97	24188,23	0	5,71	0	329	120,6
oct-97	24092,37	0	5,88	0	396,2	121,2
nov-97	20627,23	0	6,4	0	592,9	120,8
dic-97	22252,38	0	6,48	0	529,3	122,6
ene-98	21212,12	0	6,35	0	548,4	108,5
feb-98	22657,15	0	6,05	0	476,4	110,3
mar-98	22951,21	0	6,03	0	446,1	125,8
abr-98	22766,19	0	5,96	0	453	126,8
may-98	22048,12	0	5,94	0	491,8	128,5
jun-98	19815,2	0	5,9	0	553,7	126,7
jul-98	21204,02	0	5,95	0	531,5	128,3
ago-98	17623,41	0	6,16	0	868,4	121,6
sep-98	15063,11	0	7,79	0	1186,9	122,3
oct-98	16812,69	0	7,34	0	943,5	120,2
nov-98	19035,09	0	6,61	0	782,1	121,5
dic-98	17586,26	0	6,71	0	817,2	121,4
ene-99	16198,13	0	7,25	0	960,3	105,5
feb-99	16480,99	0	6,68	0	877,5	107,8
mar-99	16995,68	0	5,95	0	815,6	122,9
abr-99	18886,06	0	5,56	0	717,9	120,9
may-99	21515,15	0	5,66	0	802,9	122,5
jun-99	20782,78	0	6,15	0	902,6	119,9
jul-99	19329,22	0	6,22	0	1073,7	118,3
ago-99	19057,62	0	6,23	0	1066,8	117,3
sep-99	19692,51	0	6,5	0	888,4	117,6
oct-99	19699,35	0	6,96	0	820	116
nov-99	20479,26	0	6,73	0	767,8	120,5
dic-99	21089,47	0	7,11	0	720,6	123,3
ene-00	20746,18	0	6,42	0	709,5	105
feb-00	21447,79	0	6,72	0	715,6	108,6
mar-00	21073,49	0	6,29	0	651,4	122
abr-00	20200,42	0	6,39	0	694,4	119,1
may-00	18660,71	0	6,96	0	774,7	123,5
jun-00	19492,31	0	6,71	0	770,2	119,3
jul-00	20437,49	0	6,66	0	739,9	118,4

ago-00	19183,63	0	6,6	0	763,5	117,1
sep-00	19352,74	0	6,92	0	754,7	115,6
oct-00	17824,82	0	7,22	0	876,5	114,7
nov-00	17149,97	0	8,26	0	1031,4	117,1
dic-00	16390,28	0	9,24	0	806	121
ene-01	18918,02	0	7,47	0	703,8	104,9
feb-01	18568,6	0	6,16	0	706,3	105,6
mar-01	17553,57	0	6,86	0	846,6	118,3
abr-01	17310,5	0	8,58	0	981,4	119,3
may-01	16927,36	0	9,16	0	999,9	124
jun-01	16618,04	0	8,27	0	956,2	118
jul-01	13790,78	0	10,61	0	0	115,3
ago-01	13050,29	0	13,75	0	0	111,7
sep-01	11577,86	0	12,46	0	0	106,7
oct-01	9966,75	0	12,09	0	0	105,7
nov-01	9688,28	0	13,72	0	0	106,9
dic-01	11482,26	1	0	100	0	103,1
ene-02	12266,46	1	0	154,82	0	0
feb-02	10403,96	1	0	153,25	0	0
mar-02	8265,75	1	0	133,49	0	0
abr-02	7309,6	1	0	120,05	0	0
may-02	6300,81	1	0	125,84	0	0
jun-02	4971,82	1	0	116,29	0	0
jul-02	5622,28	1	0	103,92	0	0
ago-02	5759,85	1	0	110,48	0	0
sep-02	5769,54	1	0	122,74	0	0
oct-02	5932,48	1	0	125,94	0	0
nov-02	6725,66	1	0	125,66	0	0
dic-02	7157,31	1	0	133,07	0	0
ene-03	8276,46	1	0	134,59	0	0
feb-03	8763,2	1	0	146,51	0	0
mar-03	8853,64	1	0	157,29	0	0
abr-03	9534,87	1	0	162,04	0	0
may-03	10181,64	1	0	160,8	0	0
jun-03	11145,82	1	0	166,68	0	0
jul-03	10849,29	1	0	181	0	0
ago-03	10625,71	1	0	179,03	0	0
sep-03	11413,68	1	0	180,01	0	0
oct-03	12793,54	1	0	189,18	0	0
nov-03	13637,64	1	0	206,69	0	0
dic-03	14742,92	1	0	216,42	0	0
ene-04	18161,06	1	0	226,37	0	0
feb-04	16705,82	1	0	258,94	0	0
mar-04	18213,9	1	0	236,06	0	0
abr-04	17371,58	1	0	254,59	0	0
may-04	14272,01	1	0	252,19	0	0
jun-04	13891,67	1	0	208,61	0	0

Elaboración Propia, en base a datos citados.

