

# **Rendimiento de las acciones en contextos inflacionarios: análisis empírico del mercado accionario argentino**

**Ana Laura Guerra**

Programa de Formación 2012. Bolsa de Comercio de Rosario

## ***Abstract***

En contextos inflacionarios, resulta relevante conocer la potencial influencia que ejerce la inflación sobre el rendimiento de los distintos activos financieros, en especial, si se considera la importancia de hallar instrumentos de inversión que constituyan una cobertura contra la pérdida de poder adquisitivo del dinero.

El presente trabajo se orienta, específicamente, al análisis de la relación entre la tasa de inflación y el rendimiento de las acciones, con especial énfasis en el caso argentino. A tal fin, en primer lugar, se realiza una revisión de la literatura dedicada al abordaje del objeto de estudio; continuando, en segundo lugar, con un análisis econométrico aplicado al mercado accionario argentino.

# 1 Introducción

En los mercados de capitales, la inflación constituye un factor de riesgo ante la posibilidad de erosión del valor real de los activos financieros. No obstante, algunos instrumentos financieros pueden ser capaces de actuar como cobertura contra la inflación si su tasa de rendimiento aumenta al incrementarse la tasa de inflación.

En este sentido, en contextos inflacionarios, resulta de relevancia para el inversor conocer la potencial influencia que ejerce la inflación sobre el rendimiento de los distintos activos financieros disponibles en el mercado.

En el presente trabajo se analiza el caso particular del mercado accionario. A tal fin, en la sección 2, se expone una revisión de la literatura teórica y empírica referida al estudio de la problemática. En la sección 3, se describe el caso particular de Argentina mediante el análisis econométrico de la relación entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación. Las conclusiones se presentan en la sección 4.

## 2 Rendimiento de las acciones e inflación

El rendimiento total proporcionado por una acción ordinaria para un período de tenencia dado resulta de la rentabilidad generada por el pago de dividendos al accionista y del rendimiento del capital, realizado en el momento de venta de la acción en el mercado. Formalmente:

$$(2.1) \quad R_t = \frac{D_t}{P_{t-1}} + \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

$R_t$ : Rendimiento total de la acción en el período  $t$ ,

$D_t$ : Monto de dividendos en efectivo pagado al accionista en el período  $t$ ,

$P_t - P_{t-1}$ : Ganancia o pérdida de capital, dada por la diferencia entre el precio de venta al final del período  $t$  y el precio de compra al principio del período.

En contextos inflacionarios, es posible diferenciar el rendimiento nominal de las acciones (el rendimiento de la acción expresado en términos monetarios), del rendimiento real (el cambio en el poder adquisitivo del dinero, una vez ajustado el rendimiento nominal por la tasa de inflación). En este sentido, es probable que al accionista le interese el rendimiento real de su inversión más que el rendimiento nominal. Por esta razón, en períodos inflacionarios, buscará cubrirse frente al riesgo inherente a la pérdida de poder adquisitivo de la moneda.

Para brindar una cobertura perfecta contra la inflación, las acciones deberían generar un rendimiento real independiente de la tasa de inflación. Esta independencia implicaría que, dada la tasa de rendimiento real de la acción, las variaciones en la tasa de inflación generen variaciones iguales en la tasa de rendimiento nominal, de forma tal, que los aumentos en el rendimiento nominal permitan compensar totalmente al inversor por la pérdida de poder adquisitivo.

Son numerosas las investigaciones dedicadas al estudio de la relación entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación. El objetivo del presente capítulo será la revisión de los principales aportes realizados al respecto, tanto a nivel teórico como empírico.

## 2.1 La “hipótesis de Fisher” y su aplicación al rendimiento de las acciones

En sus trabajos referidos a la tasa de interés, Fisher (1896, 1907, 1930) sugiere que la tasa de interés nominal esperada por los agentes económicos puede expresarse como la suma de dos componentes: la tasa esperada de interés real y la tasa esperada de inflación.

Una de las características fundamentales de esta hipótesis es el supuesto de independencia entre los sectores real y monetario de la economía. En este sentido, el autor consideraba que la tasa de interés real esperada no era influenciada por las expectativas inflacionarias. Por lo tanto, si la tasa de inflación fuera perfectamente predecible, los agentes económicos esperarían que la tasa de interés nominal fuera suficientemente elevada como para compensar totalmente la depreciación en la tasa real de interés.

La “hipótesis de Fisher” puede ser extendida a los activos financieros, en general, y al rendimiento de las acciones, en particular. Así, la tasa de rendimiento nominal esperada de un activo  $i$  en el período  $t$ ,  $E RN_{it}$ , puede expresarse formalmente de la siguiente forma:

$$(2.2) \quad E RN_{it} = E RR_{it} + E(\pi_t)$$

$E RN_{it}$  : Tasa de rendimiento nominal esperada del activo  $i$  para el período  $t$ ;

$E RR_{it}$  : Tasa de rendimiento real esperada del activo  $i$  para el período  $t$ , que se supone no correlacionada con la tasa de inflación esperada;

$E \pi_t$  : Tasa de inflación esperada para el período  $t$ .

Con base en la “hipótesis de Fisher”, en la literatura financiera era comúnmente aceptado que las acciones constituían una cobertura perfecta contra la inflación esperada. Aún más, dado que las acciones conforman derechos sobre activos reales, se consideraba plausible que las mismas constituyeran una cobertura contra la inflación, aún cuando esta no fuera completamente prevista.

Sin embargo, la observación, aparentemente anómala, de la reducción del rendimiento de las acciones durante el proceso inflacionario ocurrido entre las décadas de 1960 y 1970, puso en duda esta visión y motivó la investigación empírica entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación. Así, contrariamente a lo que se creía hasta ese momento, las primeras investigaciones, desarrolladas en Estados Unidos durante el período de posguerra, revelaron la existencia de una relación negativa entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación (Nelson, 1976; Jaffey Mandelker, 1976; Fama y Schwert, 1977). Asimismo, gran parte de las investigaciones realizadas

en otros países, entre las que se destacan los trabajos de Gultekin (1983) y Solnik (1983), arrojaron conclusiones similares.

Más allá de estas consideraciones, estudios realizados en horizontes de tiempo más largos (Boudoukh y Richardson, 1992; Wong y Wu, 2001; Anari y Kolari, 2001), demuestran la existencia de una relación empírica positiva entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación. Esto permitiría inducir que, a pesar de las desviaciones de corto plazo, las acciones mantendrían su capacidad de cobertura en el largo plazo.

## 2.2 El modelo de dividendos descontados y su utilidad para explicar la relación entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación

La observación de la reducción del rendimiento de las acciones durante el proceso inflacionario ocurrido en el período de posguerra no sólo motivó la realización de estudios empíricos, sino también impulsó el desarrollo de diversas explicaciones teóricas.

Gran parte de las investigaciones en este sentido se desarrollaron en el marco del modelo de dividendos descontados (*Dividend Discount Model*). Esta metodología permite determinar el precio teórico de una acción,  $S_0$ , como el valor presente de todos los futuros dividendos en efectivo, formalmente:

$$(2.3) S_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{D_t}{(1+r)^t}$$

$D_t$ : Flujo de dividendos futuros esperados;

$r$ : Tasa de interés real requerida por los accionistas (o mínima aceptable).

De acuerdo al modelo de dividendos descontados, el valor de una acción en un mercado eficiente está determinado por su rentabilidad esperada, entendida como la capacidad que tiene la acción de generar dividendos en el futuro. Esto no implica una contradicción con la rentabilidad, entendida como el resultado de los dividendos pagados y de la ganancia de capital, tal como se definió al principio de este capítulo. Esto es así porque, aun cuando el inversor decida vender la acción en el mercado, su precio de venta vendrá dado por el flujo de dividendos que espera cobrar el futuro inversionista.

Resulta relevante aclarar que el valor “teórico” o “intrínseco” de las acciones, determinado por el modelo de dividendos descontados, no necesariamente coincide con el precio de mercado de la acción. Por el contrario, los distintos operadores del mercado pueden calcular diversos valores intrínsecos de acuerdo a sus propias expectativas.

No obstante lo expuesto, en mercados eficientes, el precio de mercado de las acciones tiende al valor teórico promedio. Esto es así porque si la cotización de la acción en el mercado es menor (mayor) que su valor intrínseco promedio, la demanda

de acciones aumentará (disminuirá), impulsando un incremento (reducción) en el precio de mercado hasta arribar al equilibrio entre ambos valores.

De este modo, en el contexto del modelo de descuento de dividendos, una acción constituye una cobertura perfecta contra la inflación si su precio aumenta a la tasa de inflación, de forma tal que su valor real permanezca inalterado. Para ello deberán verificarse dos condiciones:

- los dividendos nominales esperados deben crecer a la tasa de inflación o, análogamente, los dividendos reales esperados por el accionista no deben ser influidos por la inflación.
- la tasa de rendimiento real requerida por los accionistas debe ser independiente de la tasa de inflación.

## 2.2.1 Efectos de la inflación sobre el flujo de dividendos esperado

Algunos autores han contribuido al estudio de la relación entre el precio de las acciones y la inflación mediante el análisis de los efectos que la inflación puede generar sobre los dividendos esperados.

De acuerdo al modelo de descuento de dividendos, la reducción en el precio de las acciones puede ser explicada por el incremento en el nivel general de precios en la medida en que la inflación deteriora las expectativas con respecto al pago de futuros dividendos.

Existen dos mecanismos mediante los cuales la inflación puede influir sobre los dividendos esperados: el sistema impositivo y la existencia de ilusión monetaria.

### 2.2.1.1 El sistema impositivo

Pearce (1982) y Feldstein (1983a, 1983c), al observar las características de las leyes impositivas de Estados Unidos, concluyeron que la inflación generaba un incremento de la carga impositiva de las empresas debido a la imposición de gravámenes sobre el beneficio "contable", el cual, en períodos inflacionarios, tiende a sobreestimar el verdadero beneficio. Esto es así porque en el registro contable los costos de depreciación y de inventario son valuados a precios históricos, los cuales no varían en función de la tasa de inflación, tal como comúnmente sucede con los ingresos de las empresas. Por esta razón, la inflación genera un aumento de la carga impositiva, aun cuando los beneficios reales antes de impuestos se hayan mantenido constantes. Así, la consecuente disminución de los beneficios reales después de impuestos deriva en una potencial reducción de los dividendos reales pagados al accionista.

Asimismo, Feldstein (1983a, 1983c) afirma que la reducción de los rendimientos reales percibidos por el accionista es aún mayor debido a los impuestos personales que gravan los ingresos por dividendos y ganancias de capital de los inversores. En este

sentido, aunque se produzca una disminución del poder adquisitivo de los dividendos pagados al accionista, si la inflación impulsa un aumento de los dividendos y produce ganancias de capital en términos nominales, el inversor debería pagar mayores impuestos.

En base a estas consideraciones, y de acuerdo al modelo de descuento de dividendos, un aumento de la tasa esperada de inflación inducirá a los accionistas a esperar menores dividendos reales, lo cual reducirá el precio de las acciones.

### **2.2.1.2 Existencia de ilusión monetaria**

La existencia de ilusión monetaria como explicación de la reducción del precio de las acciones en contextos inflacionarios fue expuesta por Modigliani y Cohn(1979). Los autores analizaron el caso de empresas que obtienen parte del financiamiento mediante la emisión de deuda.

Según se argumenta, en períodos inflacionarios los intereses nominales a pagar a los acreedores aumentan más que la inflación. Esto es así debido a que los acreedores deben ser compensados no sólo por la disminución real de las tasas de interés sino también por la reducción en el poder adquisitivo del principal de la deuda. En este sentido, esta proporción de intereses adicional no constituye un gasto sino que representa la porción de los beneficios destinada a pagar el principal de la deuda, la cual permanece constante en términos reales.

El cálculo del beneficio contable de la empresa no tiene en cuenta estas consideraciones y se realiza deduciendo a las ganancias operativas el monto de intereses en términos nominales. Por lo tanto, en períodos de elevada inflación el incremento del valor pagado por las empresas en concepto de intereses reduce el beneficio contable, aún cuando los beneficios reales de la empresa permanecen constantes.

Modigliani *et al* (1979) sostienen que, en períodos inflacionarios, los inversores tienden a subestimar seriamente los verdaderos beneficios de las empresas endeudadas, al considerar los beneficios contables en lugar de los beneficios reales. Por lo tanto, a causa de la existencia de ilusión monetaria, los dividendos esperados por los accionistas serán menores, lo cual reducirá el precio de las acciones.

De acuerdo a lo señalado por los autores, la reducción de los beneficios contables causada por el incremento de los intereses nominales genera una disminución de la proporción de los ingresos operativos pagada en impuestos. Para el sector empresarial en su conjunto, el efecto tiende a compensar las distorsiones impositivas que resultan de basar el cálculo de la base imponible en costos históricos, tal como plantea el argumento desarrollado en la sección 2.2.1.1.

## 2.2.2 Efectos de la inflación sobre la tasa de descuento

La incapacidad observada en el precio de las acciones para crecer a la tasa de inflación también puede ser explicada, en el marco del modelo de dividendos descontados, por el incremento de la tasa de descuento,  $r$ .

Existen distintos argumentos referentes a la existencia de una relación positiva entre la tasa de inflación y la tasa de rendimiento requerida para invertir en acciones.

### 2.2.2.1 Ilusión monetaria

Modigliani *et al*(1979), señalaron que la existencia de ilusión monetaria también influye sobre la tasa de descuento. Los autores afirmaron que, en contextos inflacionarios, los inversores cometen errores en la valuación de las empresas. Según esta visión, la inflación induce a los accionistas a descontar el flujo de dividendos esperado a la tasa de descuento nominal, en lugar de a la tasa real que sería económicamente correcta.

Si los agentes económicos fueran racionales y existiera previsión perfecta de la tasa de inflación y los futuros dividendos de las compañías, los accionistas utilizarían el modelo correcto de valuación, descontando el flujo de dividendos esperados a la tasa descuento real. Sin embargo, la evidencia encontrada por Modigliani *et al* (1979), mostró que estos supuestos no se cumplían en contextos inflacionarios.

Al realizar la valuación “correcta” de una cartera representativa de acciones y compararla con los precios verificados en el mercado, los autores observaron que cada punto porcentual de inflación reducía el valor de mercado en un trece por ciento en relación al valor calculado por el modelo racional.

Más allá de estas consideraciones, los propios autores reconocen que no es posible conocer las causas exactas de la reducción observada en el precio de las acciones. Su propuesta teórica se fundamentó en la existencia de ilusión monetaria, pero la evidencia hallada también es consistente con la explicación referida al incremento del riesgo percibido por los accionistas, explicada en detalle a continuación.

### 2.2.2.2 El incremento del riesgo percibido por los inversores

En el modelo de descuento de dividendos, la tasa de retorno real requerida por los accionistas,  $r$ , resulta de la tasa libre de riesgo de *default*,  $r_f$ , más un premio por asumir el riesgo asociado a la incertidumbre con respecto al futuro pago de dividendos,  $\sigma$  :

$$(2.4) \quad r = r_f + \sigma$$

Esta consideración permite introducir la incertidumbre causada por la inflación como causa explicativa de la reducción del precio de las acciones. En este sentido, en contextos inflacionarios, la mayor incertidumbre con respecto a los beneficios futuros

de las empresas incrementa la prima  $\sigma$  al aumentar el riesgo con respecto al pago futuro de dividendos.

Pearce (1982) señala que, en contextos de inflación elevada e impredecible, suele incrementarse la volatilidad y dispersión de los movimientos de precios relativos, lo cual dificulta la toma de decisiones y reduce la eficiencia de las empresas. Esto deriva en una menor certeza con respecto a los beneficios futuros de las compañías, generando la percepción de un mayor riesgo e incrementando la tasa de rendimiento requerida por los accionistas.

Asimismo, la incertidumbre con respecto a los futuros beneficios de las empresas puede aumentar si los agentes económicos esperan medidas gubernamentales correctivas, tales como controles de precios o políticas fiscales y monetarias restrictivas (Pearce, 1982).

### 2.2.2.3 El rendimiento de activos alternativos

La tasa de descuento, o tasa de retorno real requerida por los accionistas,  $r$ , constituye el costo de oportunidad de invertir en acciones, es decir, el rendimiento que el accionista podría obtener si invirtiera su dinero en otro activo con riesgo similar. En este sentido, si el rendimiento de los activos alternativos aumentara, los inversores requerirían un mayor rendimiento para invertir en acciones, de lo contrario, invertirían en los activos cuyo retorno relativo haya aumentado.

En el modelo de dividendos descontados, tal como se expuso mediante la ecuación (2.4), la tasa real de rendimiento requerida por los accionistas resulta de la suma de la tasa libre de riesgo de *default* y la prima de riesgo. Esto surge de considerar la colocación en activos libres de riesgo, generalmente, en Bonos del Tesoro de Estados Unidos, como única alternativa a la inversión en acciones.

Feldstein (1983a, 1983c), basándose en evidencia empírica que demuestra que la tasa real de interés libre de riesgo no es afectada por la inflación –o, lo que es lo mismo, que la tasa de interés nominal aumenta a la tasa de inflación– concluye que la tasa real de interés percibida por los inversores disminuirá con la inflación debido al incremento de los impuestos personales, los cuales se gravan sobre la tasa nominal de interés. Si se considerara este efecto en forma aislada, la consecuente reducción del rendimiento requerido para invertir en acciones generaría un aumento del precio de las mismas. Sin embargo, el autor considera que predomina el efecto sobre los dividendos esperados generado por la interacción entre los impuestos y la inflación, tal como se desarrolló en la sección 2.2.1.1.

Asimismo, a pesar de la reducción en el rendimiento real de la tasa de interés libre de riesgo, algunos autores sugieren que la tasa de rendimiento requerida por los accionistas aumentará. Esto es así porque, además de los activos libres de riesgo, existen otras alternativas de inversión, como las viviendas, la tierra y el oro. En este sentido, la ecuación (2.4) podría expresarse de la siguiente forma:

$$(2.5) \quad r = r_n + \sigma$$

$r$ : Tasa de interés real requerida por los accionistas (o mínima aceptable);

$r_A$ : Rendimiento real de los activos alternativos;

$\sigma$ : Prima por riesgo

Mientras la inflación genera una mayor carga impositiva a las empresas y disminuye el rendimiento real de las acciones y de los bonos libres de riesgo de *default*, reduciendo su competitividad como alternativas de inversión, existen activos cuyo rendimiento relativo aumenta como consecuencia de un tratamiento impositivo favorable (Hendershott, 1979; Summers, 1980)

Hendershott y Hu (1979) destacaron el excepcional incremento experimentado por el rendimiento de la inversión en viviendas financiada por créditos hipotecarios en Estados Unidos durante finales de la década de 1960 y 1970, atribuyendo estos resultados al proceso inflacionario ocurrido durante ese período. Según los autores, la inflación generó un doble beneficio para los propietarios. Por un lado, la inversión en viviendas financiada por créditos hipotecarios experimentó un retorno real mayor al esperado a causa de la inflación no anticipada, especialmente en los casos en que el aumento no previsto en el precio de la vivienda fue mayor que la inflación no anticipada. Por otro, las expectativas inflacionarias disminuyeron el costo relativo de la inversión como consecuencia de las características del sistema impositivo, que permitía deducir de la base imponible el pago de los intereses del crédito hipotecario.

Feldstein (1983b) sostiene que los aumentos en la tasa esperada de inflación impulsan un incremento en los precios relativos de activos como el oro y la tierra, los cuales constituyen un depósito de valor. El autor afirma que en períodos de elevada inflación, el precio de estos activos aumenta en mayor medida que el nivel general de precios. Si bien estas inversiones implican un eventual impuesto a la renta por su apreciación nominal, este impuesto, relativamente bajo, es, generalmente, más que compensado por la deducción fiscal de los intereses de la deuda asociada a dichas inversiones.

### **2.3 Interacción entre los agregados monetarios, la actividad económica real, la inflación y el rendimiento de las acciones**

Mientras que el modelo de descuento de dividendos considera al mercado accionario en forma aislada, algunos modelos se orientan al estudio de los vínculos entre la inflación, los agregados monetarios y la actividad económica real a fin de explicar la relación entre el rendimiento de las acciones y la inflación.

Fama (1981) sostiene que la relación negativa comúnmente observada entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación, no constituye una causalidad, sino que resulta de dos efectos contrapuestos causados por cambios en las expectativas con respecto a la actividad económica real. Según argumenta el autor, las expectativas con respecto al crecimiento futuro de la economía generan un impacto positivo sobre la demanda de dinero. Así, la inflación puede ser explicada como resultado de una reducción de la demanda de dinero causada por una disminución en la tasa esperada de crecimiento. Asimismo, esta misma reducción de las expectativas

con respecto al crecimiento, generará una disminución del precio de las acciones. Como resultado, se evidenciará una correlación negativa entre la inflación y el rendimiento de las acciones, no porque una variable sea causa de la otra, sino por ser ambas influenciadas por las variaciones de una tercera variable, a saber, las expectativas con respecto al crecimiento futuro de la actividad económica.

Geske *et al* (1983) consideran el accionar de la autoridad monetaria. Argumentan que los cambios en las condiciones económicas afectan el ingreso público originado en el cobro de impuestos. En este sentido, si el gasto del gobierno no se ajustara a los menores ingresos impositivos, un *shock* negativo que impacte sobre la economía real aumentaría el déficit público, impulsando un mayor nivel de endeudamiento. Según los autores, si existe una práctica frecuente de monetización de la deuda pública, el incremento del déficit público generaría un aumento de la tasa de crecimiento de la oferta monetaria y, consecuentemente, una mayor tasa de inflación. Los inversores racionales conocen dicho proceso y, consecuentemente, los precios en el mercado se ajustan de forma inmediata. De este modo, los autores concluyen que el rendimiento de las acciones se encuentra inversamente correlacionado con la tasa de inflación esperada, no porque las expectativas inflacionarias influyan sobre el rendimiento, sino porque este último señala una cadena de eventos que resultan en una mayor tasa de crecimiento monetario.

Asimismo, en concordancia con lo expuesto por Fama (1981), Geske *et al* (1983) asumen que el incremento en la tasa esperada de inflación origina un aumento más que proporcional de la tasa de inflación inmediata, ya que los ciudadanos modifican su demanda de saldos monetarios reales en respuesta a las expectativas inflacionarias alteradas. Esto implica que el rendimiento de las acciones también estará correlacionado negativamente con la tasa de inflación efectiva no anticipada.

De acuerdo a estas consideraciones, los mencionados autores concluyen que, aún en el caso en que el gasto del gobierno se ajustara a la variación en los ingresos impositivos de forma tal de mantener un presupuesto público equilibrado, se verificaría una correlación negativa entre el rendimiento de las acciones y la inflación como consecuencia del mecanismo de ajuste explicado por Fama (1981). Sin embargo, remarcan que la magnitud de este efecto es insuficiente para explicar la relación negativa observada entre el rendimiento de las acciones y la inflación.

Kaul (1987) sostiene que la relación entre el rendimiento de las acciones y la inflación varía en forma sistemática dependiendo de la influencia de los factores de oferta y demanda monetaria. En este sentido, el autor extiende las explicaciones formuladas por Fama (1981), con respecto a la demanda de dinero, y Geske *et al* (1983), en lo que respecta a la oferta monetaria.

Mientras que Geske *et al* (1983) elaboran una explicación basada en una respuesta de política monetaria contra-cíclica (inducida por el déficit público) para explicar la relación negativa entre el rendimiento de las acciones y la inflación, Kaul (1987) afirma que una política monetaria pro-cíclica podría derivar en ausencia de relación o en una relación positiva entre la actividad económica real y la inflación. Por lo tanto, podría no existir relación, o existiría una relación positiva, entre el rendimiento de las acciones y

la inflación. De este modo, el argumento de Kaul (1987) permite conciliar los resultados divergentes a los que suelen arribar las investigaciones empíricas.

### 3 Relación empírica entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación en Argentina

Como se desprende de la diversidad de resultados a los cuales arribaron las distintas investigaciones, la capacidad de las acciones para constituir una cobertura contra la inflación continúa siendo una cuestión empírica. Asimismo, si bien son numerosos los trabajos dedicados al estudio de la problemática en distintos países, el comportamiento de las acciones en el mercado de capitales argentino en contextos inflacionarios ha sido relativamente poco estudiado.

A pesar de esto, el tema no carece de interés, por el contrario, resulta de importancia en el actual contexto inflacionario en el que se encuentra inmersa la economía argentina, en especial, si se consideran las restricciones impuestas en el mercado cambiario y en el movimiento de capitales que limitan las alternativas de los inversionistas interesados en conservar el poder adquisitivo de su inversión.

En el presente capítulo se desarrolla un análisis econométrico de las relaciones de corto y de largo plazo entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación en Argentina para el período comprendido entre enero de 1993 y abril de 2013. A tal fin, se utilizan datos mensuales del Índice Merval de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires (BCBA) y de los Índices de Precios al Consumidor (IPC) publicados por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) y el Instituto Provincial de Estadística y Censos de la Provincia de Santa Fe (IPEC).

#### 3.1 Descripción de las variables utilizadas en el estudio

El rendimiento aproximado de las acciones en el mercado de capitales argentino fue calculado con base en la tasa de variación mensual del Índice Merval. Este índice, mide el valor en pesos de una cartera teórica de acciones seleccionadas de acuerdo a criterios que ponderan la liquidez (IAMC, 2007).

Para la realización de la presente investigación, se utilizó la tasa de retorno logarítmica (o geométrica), cuyo cálculo se expone a continuación:

$$(3.1) \quad R_t = \ln \frac{IM_t}{IM_{t-1}} = \ln(IM_t) - \ln(IM_{t-1})$$

$R_t$ : Tasa de retorno logarítmica de la cartera de mercado entre los meses  $t-1$  y  $t$ ;

$IM_t$ : Valor de cierre del Índice Merval el último día hábil del mes  $t$ ;

$IM_{t-1}$ : Valor de cierre del Índice Merval el último día hábil del mes  $t-1$ ;

Ln: Logaritmo neperiano.

En lo que se refiere a la medición aproximada de la tasa de inflación, el cálculo se realizó con base en la tasa de variación mensual del IPC. Se utilizaron la serie histórica del IPC (enero 1993 – diciembre 2005), base 2008=100, publicada por el INDEC y la serie histórica del IPC (enero 2006 – abril 2013), base 2003=100, publicada por el IPEC de la Provincia de Santa Fe. El empalme de ambas series se realizó con base en el procedimiento considerado por el INDEC (2001).

Como medida aproximada de la tasa de inflación mensual, se utilizó la tasa de cambio logarítmica del IPC, la cual fue calculada de forma análoga al cálculo de los retornos:

$$(3.2) \quad I_t = \ln \frac{IPC_t}{IPC_{t-1}} = \ln IPC_t - \ln IPC_{t-1}$$

$I_t$ : Tasa de inflación entre los meses  $t-1$  y  $t$ .

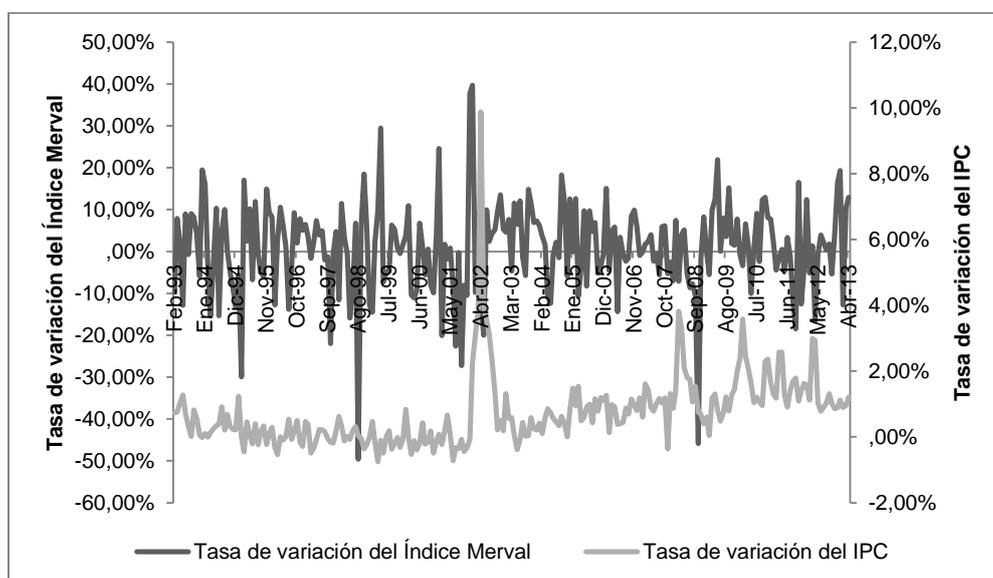
$IPC_t$ : IPC correspondiente al mes  $t$ .

$IPC_{t-1}$ : IPC correspondiente al mes  $t-1$ .

La tasa de cambio logarítmica, en comparación con la tasa de cambio aritmética, representa mejor las características de las variables representativas del precio, cuyos valores no pueden ser inferiores a 0. En este sentido, la utilización de tasas de cambio logarítmicas impide que, ante tasas de cambio negativas, las variables  $IM_t$  e  $IPC_t$  puedan tomar valores negativos.

Una aproximación preliminar a las variables bajo estudio puede obtenerse mediante el análisis gráfico. En este sentido, el gráfico 3-1 muestra la evolución de los rendimientos mensuales de las acciones y la tasa mensual de inflación, calculados de acuerdo a lo establecido en las ecuaciones (3.1) y (3.2), durante el período febrero 1993 – abril 2013.

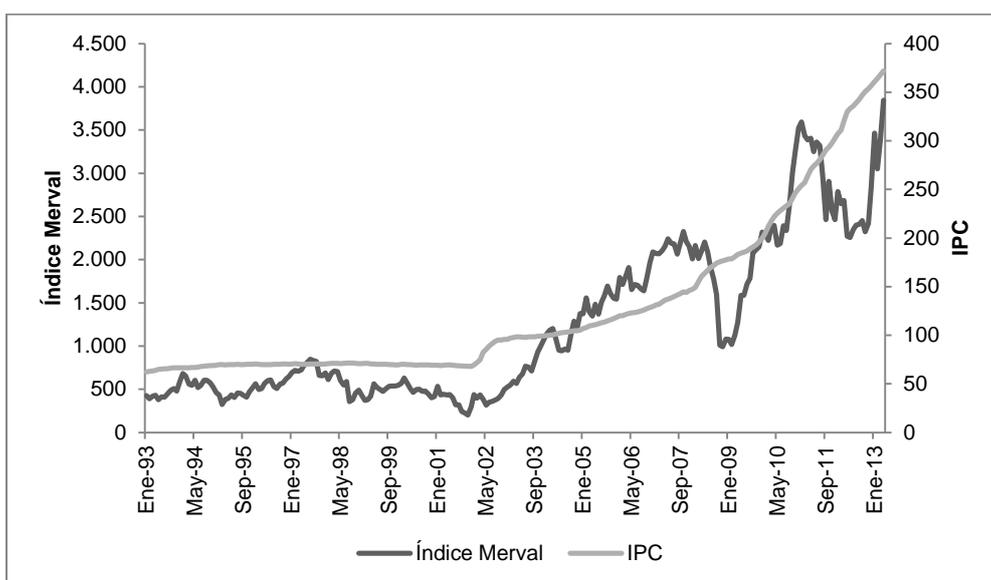
**Gráfico 3-1: Evolución de las tasas de variación mensual del Índice Merval y del IPC. Período febrero 1993 – abril 2013.**



**Fuente:** Elaboración propia con base en datos de BCBA, INDEC e IPEC-Santa Fe.

Si bien la mera observación del gráfico no permite obtener un resultado concluyente, en principio, parece no existir una relación contemporánea fuerte entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación. En este sentido, resulta necesario destacar el rezago temporal que presentan los datos. A diferencia de lo que sucede con el Índice Merval, cuyos valores son conocidos en forma inmediata, la publicación del IPC se realiza dentro de los primeros quince días del mes posterior al mes de referencia. Por lo tanto, si el mercado no dispone de información adicional que le permita reaccionar frente a la tasa de inflación contemporánea, resulta plausible que la reacción se produzca en el momento en que se publica la nueva información. Más allá de estas consideraciones, aún en el caso en que no exista una relación de corto plazo entre la tasa de rendimiento de las acciones y la tasa de inflación, el gráfico 3-2 parece indicar que las variables Merval e IPC, medidas en niveles, evolucionan conjuntamente.

**Gráfico 3-2: Evolución del índice Merval y del IPC. Período enero 1993 – abril 2013.**



**Fuente:** Elaboración propia con base en datos de BCBA, INDEC e IPEC-Santa Fe.

Dado que el Índice Merval y el IPC pueden ser considerados como una aproximación a la variación acumulada del precio de las acciones y del nivel general de precios de la economía, respectivamente, del análisis gráfico se desprende la potencial existencia de una relación positiva de largo plazo entre las variables<sup>1</sup>.

En otro orden de consideraciones, el análisis gráfico muestra la existencia de un “punto de quiebre” a principios del año 2002, lo cual indicaría que la salida de la

<sup>1</sup>Un análisis similar ha sido realizado por Dapena (2013) para el período diciembre 2002 – diciembre 2012.

“convertibilidad”, con la devaluación ocurrida en el mes de enero de 2002, podría haber producido un cambio estructural en la relación entre las variables.

### 3.2 Análisis econométrico<sup>2</sup>

A fin de verificar estadísticamente las observaciones realizadas mediante el análisis gráfico, se utilizó el *software* de análisis econométrico EViews 7.

En primer lugar se realizó el análisis de estacionariedad de las series. Este procedimiento resulta necesario cuando se analizan series temporales ya que permite identificar la potencial presencia de algún tipo de tendencia en las series bajo estudio. Si este fuera el caso, existe la posibilidad de arribar a conclusiones erróneas, incurriendo en lo que se denomina una “regresión espuria”, esto es, una regresión que muestra la existencia de una relación estadísticamente significativa entre las variables cuando, en realidad, el resultado sólo es consecuencia del movimiento tendencial de las series.

Si la primera diferencia de una serie no estacionaria resulta ser estacionaria, se dice que la serie original es integrada de orden 1 o I(1). En este caso, es posible realizar un análisis de cointegración, lo cual permite verificar si realmente existe una relación de largo plazo entre las variables. Si no existe cointegración, no es válido efectuar el análisis de regresión de las variables medidas en niveles y sólo puede realizarse el análisis de corto plazo, que involucra el estudio de las variables en primeras diferencias.

En el presente trabajo se recurrió a los procedimientos mencionados a fin de evaluar tanto la relación de largo plazo entre el Índice Merval y el IPC como la relación de corto plazo entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación.

**Dado que el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación corresponden a la tasa de variación logarítmica del Índice Merval y el IPC, respectivamente, para el análisis de largo plazo de las variables en niveles, se utilizaron los logaritmos neperianos del Índice Merval y del IPC. La nomenclatura utilizada para las variables se presenta en la tabla 3-1. Tabla 3-1: Variables utilizadas en el análisis econométrico**

Variable	Definición
$IM_t$	Logaritmo neperiano del Índice Merval
$IPC_t$	Logaritmo neperiano del IPC
$R_t = \Delta IM_t$	Tasa de retorno de las acciones (representada por la tasa de cambio logarítmica del Índice Merval)
$I_t = \Delta IPC_t$	Tasa de inflación (representada por la tasa de cambio logarítmica del IPC)

<sup>2</sup>El lector interesado en la comprensión técnica de la metodología básica utilizada en el análisis econométrico desarrollado en esta sección puede consultar el manual de econometría básica de Gujarati (1997).

En lo referido al “cambio estructural” observado a principios del año 2002 mediante el análisis gráfico, si este existiese, los resultados de las estimaciones y de la inferencia estadística que pudiera realizarse perderían precisión y dejarían de ser válidos. Esto se debe a la alteración que podrían mostrar los parámetros del modelo, ya sean el intercepto, los coeficientes de la pendiente, o ambos.

A fin de evitar estos inconvenientes, y para facilitar la exposición, se optó por dividir el período muestral en dos sub-períodos, a saber: el “período de convertibilidad”, entre enero de 1993 y diciembre de 2001, y el “período de pos-convertibilidad”, entre enero de 2002 y abril de 2013. El “período de convertibilidad” coincide con tasas de inflación bajas y estables, mientras que el “período de pos-convertibilidad” se corresponde con una fase de tasas de inflación moderadas y crecientes.

### 3.2.1 Análisis de estacionariedad

Para el análisis de la estacionariedad de las series  $IM_t$ ,  $IPC_t$ ,  $R_t$  e  $I_t$ , se aplicaron las pruebas de raíz unitaria *Augmented Dickey-Fuller (ADF)* y *Phillips-Perron (PP)*. Los resultados se exponen en la tabla 3-2:

**Tabla 3-2: Resultados de las Pruebas de Raíz Unitaria *Augmented Dickey-Fuller (ADF)* y *Phillips-Perron (PP)***

	1993-2001		2002-2013	
	<i>ADF</i>	<i>PP</i>	<i>ADF</i>	<i>PP</i>
$IM_t$	-0.381174 (0.5448)	-0.404040 (0.5359)	1.896393 (0.9860)	1.562814 (0.9708)
$\Delta IM_t = R_t$	-10.00687** (0.0000)	-9.976532** (0.0000)	-10.38318** (0.0000)	-10.50823** (0.0000)
$IPC_t$	-3.521911* (0.0421)	-3.547869* (0.0394)	3.930501 (1.0000)	6.763194 (1.0000)
$\Delta IPC_t = I_t$	-3.207577* (0.0224)	-6.956080* (0.0000)	-5.508907** (0.0000)	-5.256661** (0.0000)

\*Denota rechazo de la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0.05.

\*\*Denota rechazo de la hipótesis nula de no integración a un nivel de significancia de 0.05.

Los valores entre paréntesis corresponden a *MacKinnon (1996) one-sided p-values*. Un *p-value* < 0.05 indica el rechazo de la hipótesis de existencia de raíz unitaria a nivel de significancia de 0.05.

Como puede observarse en la tabla, para el período 1993-2001 sólo la variable  $IM_t$  es integrada de orden 1, mientras que  $IPC_t$  es estacionaria al 0.05 de significancia. Por lo cual, en lo que se refiere al período de convertibilidad, sólo será posible efectuar el análisis de corto plazo de la relación entre  $R_t$  e  $I_t$ .

En lo que respecta al período de pos-convertibilidad,  $IM_t$  e  $IPC_t$  presentan raíz unitaria para un nivel de significancia de 0.05, lo cual indica la no estacionariedad de las variables. Asimismo, al aplicar las pruebas a sus primeras diferencias ( $\Delta IM_t$  y  $\Delta IPC_t$ ), se rechazó la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria. Esto implica que  $IM_t$  e  $IPC_t$  son ambas integradas de orden 1, y que  $R_t$  e  $I_t$  son estacionarias.

La no estacionariedad de las variables  $IM_t$  e  $IPC_t$  en el período de pos-convertibilidad indica la posibilidad de que el crecimiento simultáneo observado en el Índice Merval y el IPC (ver gráfico 3-2) no responda a la existencia de una relación de largo plazo entre ambas variables, sino que se deba únicamente a la no estacionariedad. Consecuentemente, a fin de constatar la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables, se realizó el análisis de cointegración.

### 3.2.2 Análisis de cointegración

Desde el punto de vista econométrico,  $IM_t$  e  $IPC_t$ , están cointegradas si la combinación lineal de estas variables es estacionaria. En este sentido, se puede estimar el siguiente modelo de regresión, denominado comúnmente ecuación de cointegración:

$$(3.3) \quad IM_t = \beta_0 + \beta_1 IPC_t + \varepsilon_t$$

Si la perturbación estocástica  $\varepsilon_t$  es estacionaria, se verifica la cointegración de las variables y puede concluirse que existe una relación de largo plazo entre las mismas.

En el presente trabajo se aplicó la prueba de cointegración de Engle-Granger a los residuos de la ecuación de cointegración, estimada mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

Adicionalmente, se aplicó la prueba de cointegración de Johansen. En este caso, la elección del número de rezagos y del modelo sujeto a prueba se realizó con base en el criterio de información de Schwarz.

Los resultados se muestran en las tablas 3-3 y 3-4:

**Tabla 3-3: Prueba de cointegración de Engle-Granger aplicada a las series  $IM_t$  e  $IPC_t$  correspondientes al período 2002-2013**

	Valor	Prob.*
<b>Engle-Granger tau-statistic</b>	-1.715417	0.6716
<b>Engle-Granger z-statistic</b>	-5.096495	0.7205

\*MacKinnon (1996) *p-values*

Hipótesis nula: Las series no están cointegradas.

**Tabla 3-4: Prueba de Cointegración de Johansen aplicada a las series  $IM_t$  e  $IPC_t$  correspondientes al período 2002-2013**

Ecuaciones de cointegración	Valor propio	Trace Statistic	Max-EigenStatistic
<b>Ninguna*</b>	0.063067	8.823342 (0.3820)	8.729210 (0.3094)

<b>Cuando más una**</b>	0.000702	0.094132 (0.7590)	0.094132 (0.7590)
-------------------------	----------	----------------------	----------------------

\*Hipótesis nula: No existen vectores de cointegración. Hipótesis alternativa: Existe un vector de cointegración.

\*\*Hipótesis nula: Cuanto más existe un vector de cointegración. Hipótesis alternativa: Existe más de un vector de cointegración.

Los valores entre paréntesis corresponden a *MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values*.

Tal como demuestran ambas pruebas, no es posible rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre las variables. En este sentido, no se puede confirmar la existencia de una relación de largo plazo entre  $IM_t$  e  $IPC_t$ . Así, resulta factible que el crecimiento conjunto de largo plazo que demuestran las variables no se deba a la existencia de relación entre las mismas, sino que sea consecuencia de la no estacionariedad que caracteriza a las series.

### 3.2.3 Análisis de la relación de corto plazo entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación

Para el estudio de la relación entre  $R_t$  e  $I_t$ , se realizó la estimación de dos modelos econométricos alternativos. El primer modelo a considerar, relaciona el rendimiento de las acciones con la tasa de inflación contemporánea. El segundo modelo, estima la relación entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación rezagada en un mes.

#### 3.2.3.1 Relación entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación contemporánea

Tal como se mencionó al efectuar el análisis gráfico, el IPC es publicado en el mes posterior al mes de referencia. Esto implica que, si los agentes participantes del mercado no cuentan con información adicional para formar sus expectativas, el mercado sólo reaccionará en el momento de publicación de la información y no debería existir relación entre las variables. Por el contrario, la existencia de una relación estadísticamente significativa entre la tasa de inflación contemporánea y el rendimiento de las acciones podría indicar que los agentes del mercado basan sus expectativas en información adicional, la cual les permite prever, en cierta medida, la tasa de inflación contemporánea.

A fin de verificar la relación existente entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación contemporánea se estimó el siguiente modelo de regresión:

$$(3.4) R_t = \beta_0 + \sum_i^n D_i + \beta_1 I_t + \varepsilon_t$$

Si bien, a los fines del presente trabajo, interesa únicamente la relación existente entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación, reflejada por el coeficiente  $\beta_1$ , las

pruebas de normalidad de las perturbaciones de la regresión simple original no resultaban exitosas debido a la presencia de observaciones atípicas (*outliers*). Por lo tanto, se procedió a corregir el inconveniente mediante la introducción de variables cualitativas (*dummies*), las cuales toman valor 1 si la observación es un *outlier* y 0 para el resto de las observaciones.

Para el período 1993-2001 se debió incorporar dos variables *dummy*,  $D_1$  y  $D_2$ , para los datos correspondientes a agosto de 1998 y a diciembre de 2001, respectivamente. Por otro lado, para el período 2002-2013, se incorporó una variable *dummy*,  $D_3$ , para los datos correspondientes a octubre de 2008.

La estimación del modelo (3.4) para el período de convertibilidad fue realizada mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Por el contrario, para el período de pos-convertibilidad la estimación debió realizarse mediante el método ARCH (1), dada la presencia de heteroscedasticidad condicional autorregresiva (*Autoregressive conditional heteroskedasticity*, ARCH)<sup>3</sup>.

Con respecto a las pruebas estadísticas orientadas a evaluar la coherencia de los modelos estimados, la prueba de Jarque-Bera demostró la normalidad en la distribución de las perturbaciones. La ausencia de heteroscedasticidad se verificó mediante la aplicación de la prueba de White (sin términos cruzados) y de la prueba ARCH. Asimismo, la prueba Breush-Godfrey con 12 rezagos indicó la ausencia de autocorrelación en el período 1993-2001. Dado que en los modelos ARCH no es posible aplicar la prueba mencionada, para el período 2002-2013, puede verificarse la ausencia de autocorrelación de primer orden mediante la observación del estadístico Durbin-Watson, el cual presenta un valor cercano a 2<sup>4</sup>.

Los resultados de las estimaciones se presentan en las tablas 3-5 y 3-6:

**Tabla 3-5: Resultado de la estimación. Período 1993-2001.**

Dependent Variable: R  
Method: LeastSquares  
Date: 06/25/13 Time: 20:50  
Sample (adjusted): 1993M02 2001M12  
Included observations: 107 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002924	0.010477	-0.279059	0.7808
I	0.624803	2.568479	0.243258	0.8083
D1	-0.493371	0.105661	-4.669358	0.0000
D2	0.381202	0.105728	3.605512	0.0005
R-squared	0.254559	Mean dependentvar	-0.003471	
Adjusted R-squared	0.232847	S.D. dependentvar	0.120052	
S.E. of regression	0.105150	Akaikeinfocriterion	-1.630192	
Sum squared resid	1.138821	Schwarzcriterion	-1.530273	

<sup>3</sup>Los modelos ARCH son utilizados en situaciones en que la varianza condicional de las perturbaciones no es constante, sino que depende de los errores pasados. Es un modelo que suele utilizarse con frecuencia en las series financieras, en las cuales los errores pasados afectan a la volatilidad.

<sup>4</sup>Los resultados de las pruebas realizadas se incluyen en el anexo II.

Log likelihood	91.21528	Hannan-Quinn criter.	-1.589686
F-statistic	11.72443	Durbin-Watson stat	1.878320
Prob(F-statistic)	0.000001		

**Tabla 3-6: Resultado de la estimación. Período 2002-2013.**

Dependent Variable: R  
Method: ML - ARCH  
Date: 06/25/13 Time: 19:59  
Sample (adjusted): 2002M02 2013M04  
Included observations: 135 after adjustments  
Failure to improve Likelihood after 16 iterations  
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)  
GARCH = C(4) + C(5)\*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.039161	0.010507	3.727052	0.0002
I	-1.570724	0.669119	-2.347451	0.0189
D1	-0.485207	25.81796	-0.018793	0.9850

VarianceEquation				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.004918	0.000950	5.179212	0.0000
RESID(-1)^2	0.221384	0.163476	1.354229	0.1757

R-squared	0.242004	Mean dependent var	0.016073
Adjusted R-squared	0.230520	S.D. dependent var	0.092063
S.E. of regression	0.080758	Akaikeinfocriterion	-2.170263
Sum squared resid	0.860887	Schwarz criterion	-2.062660
Log likelihood	151.4927	Hannan-Quinn criter.	-2.126536
Durbin-Watson stat	1.998852		

Los resultados de las estimaciones son divergentes. Durante el período de convertibilidad, la tasa de inflación resulta no significativa desde el punto de vista estadístico, mientras que en el período 2002-2013 la estimación muestra la existencia de una relación inversa y estadísticamente significativa, a un nivel de significancia de 0.05, entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación.

La significancia estadística de la tasa de inflación indica si el valor estimado del coeficiente  $\beta_1$  es significativamente distinto de 0 desde el punto de vista estadístico. Sin embargo, a los fines del presente trabajo, resulta relevante evaluar si el coeficiente  $\beta_1$  se encuentra cercano a 1, a fin de determinar si las acciones constituyen una buena cobertura frente a la inflación. A tal fin, se obtuvieron los intervalos de confianza para el coeficiente  $\beta_1$  a un nivel de 95% (tabla 3-7):

**Tabla 3-7: Intervalos de confianza del coeficiente  $\beta_1$  a un nivel de 95%.**

	Límite inferior	Límite superior
--	-----------------	-----------------

<b>1993-2001</b>	-4.469170	5.718776
<b>2002-2013</b>	-2.894495	-0.246952

Si bien el intervalo obtenido para el período 1993-2001, incluye el valor  $\beta_1 = 1$  con un 95% de confianza, la amplitud del intervalo no permite arribar a resultados concluyentes a los fines de determinar si la inflación constituye una buena cobertura contra la inflación<sup>5</sup>. Por el contrario, es posible observar que el intervalo de confianza obtenido para el período 2002-2013 no incluye el valor  $\beta_1 = 1$  con un 95% de confianza, lo cual permite inferir la incapacidad de las acciones para constituir una cobertura contra la inflación en el corto plazo.

### 3.2.3.2 Relación entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación rezagada.

En este caso, se analiza la relación entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación rezagada en un mes. Formalmente:

$$(3.5) R_t = \beta_0 + \sum_i^n D_i + \beta_1 I_{t-1} + \varepsilon_t$$

La introducción de las variables *dummy* a la estimación obedece a los motivos explicitados en la sección anterior. Al igual que en el caso del modelo (3.4), la estimación para el período 1993-2001 se realizó mediante el método de MCO, utilizándose un modelo ARCH (1) para el período 2002-2013. Asimismo, se efectuaron las mismas pruebas de hipótesis de la sección anterior para evaluar la coherencia del modelo<sup>6</sup>, lo cual permitió verificar la ausencia de autocorrelación, así como la presencia de normalidad en la distribución de probabilidad de los residuos. En el período 1993-2001, la prueba de White constató la presencia de heteroscedasticidad, por lo cual se procedió a ajustar los errores del modelo con la opción White. Aún así, el elevado error estándar del coeficiente  $\beta_1$  indica la baja precisión de la estimación.

Los resultados de las estimaciones se presentan en las tablas 3-8 y 3-9:

**Tabla 3-8: Resultado de la estimación. Período 1993-2001.**

Dependent Variable: R  
Method: LeastSquares  
Date: 06/26/13 Time: 00:55  
Sample (adjusted): 1993M03 2001M12  
Included observations: 106 after adjustments  
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000635	0.011007	-0.057651	0.9541

<sup>5</sup>La baja variabilidad de la tasa de inflación que caracterizó al período de convertibilidad genera menos precisión en las estimaciones.

<sup>6</sup>En este caso, los resultados de las pruebas realizadas se incluyen en el anexo III.

I(-1)	-1.042096	3.436874	-0.303210	0.7623
D1	-0.492282	0.012565	-39.17926	0.0000
D2	0.375015	0.018195	20.61064	0.0000
R-squared	0.256913	Mean dependentvar		-0.002592
Adjusted R-squared	0.235058	S.D. dependentvar		0.120276
S.E. of regression	0.105194	Akaikeinfocriterion		-1.629012
Sum squaredresid	1.128713	Schwarzcriterion		-1.528505
Log likelihood	90.33765	Hannan-Quinncrier.		-1.588276
F-statistic	11.75508	Durbin-Watson stat		1.857839
Prob(F-statistic)	0.000001			

**Tabla 3-9: Resultado de la estimación. Período 2002-2013.**

Dependent Variable: R  
Method: ML - ARCH  
Date: 06/25/13 Time: 20:13  
Sample (adjusted): 2002M03 2013M04  
Included observations: 134 after adjustments  
Failure to improve Likelihood after 6 iterations  
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)  
GARCH = C(4) + C(5)\*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.042790	0.009917	4.314819	0.0000
I(-1)	-1.783590	0.541759	-3.292220	0.0010
D1	-0.473433	61.44605	-0.007705	0.9939
VarianceEquation				
C	0.004701	0.000932	5.045359	0.0000
RESID(-1)^2	0.240441	0.166102	1.447552	0.1477
R-squared	0.257404	Mean dependentvar		0.016923
Adjusted R-squared	0.246067	S.D. dependentvar		0.091875
S.E. of regression	0.079775	Akaikeinfocriterion		-2.202564
Sum squaredresid	0.833683	Schwarzcriterion		-2.094436
Log likelihood	152.5718	Hannan-Quinncrier.		-2.158624
Durbin-Watson stat	1.932306			

Al igual que en la estimación del modelo anterior, la tasa de inflación no resulta significativa como variable explicativa del rendimiento de las acciones durante el período de convertibilidad.

Para el período de pos-convertibilidad la inflación rezagada resulta estadísticamente significativa, a un nivel de confianza del 99%. Este resultado indica una respuesta rezagada del mercado a la tasa de inflación. Esto resulta plausible si el mercado no presenta previsión perfecta de la tasa de inflación. Si este fuera el caso, la publicación del IPC arrojaría nueva información, derivando en un ajuste de las expectativas del mercado e impactando en el rendimiento de las acciones.

Con respecto a la capacidad de las acciones como cobertura frente a la inflación, los intervalos de confianza del coeficiente  $\beta_1$  se exponen en la tabla 3-10:

**Tabla 3-10: Intervalos de confianza del coeficiente  $\beta_1$  a un nivel de 95%.**

	Límite inferior	Límite superior
<b>1993-2001</b>	-7.859120	5.774928
<b>2002-2013</b>	-2.855474	-0.711707

En este caso, al igual que en la sección anterior, no es posible arribar a una conclusión convincente con respecto al período 1993-2001. Asimismo, en lo que se refiere al período 2002-2013, se puede inferir la baja capacidad de las acciones para constituir una cobertura contra la inflación en el corto plazo, por el contrario, la evidencia indica una relación negativa entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación.

## 4 Conclusiones

El presente trabajo de investigación se orientó al análisis de la relación entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación, con especial énfasis en el caso argentino, a fin de indagar sobre el funcionamiento de las acciones como cobertura contra la inflación.

Con este objetivo, en primer lugar se realizó una revisión de la literatura dedicada al análisis de la problemática, tanto desde el punto de vista teórico como empírico; continuando, en segundo lugar, con el análisis empírico del caso particular del mercado accionario argentino.

Los estudios empíricos consultados sugieren que las acciones constituyen una mejor cobertura contra la inflación en el largo plazo, mientras que, en el corto plazo, se halla evidencia de la existencia de una relación negativa entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación.

En lo referido a la literatura teórica, numerosos trabajos, desarrollados según el modelo de descuento de dividendos, explican que la inflación influye negativamente sobre el rendimiento de las acciones. Por otro lado, otra serie de modelos, analizados en el marco más amplio del equilibrio económico general, consideran que la variación del rendimiento de las acciones no es causada por las variaciones en la tasa de inflación, sino que ambas variables son influenciadas por una tercera variable, a saber, las expectativas con respecto al crecimiento de la actividad económica real y a la política monetaria del gobierno.

Con respecto al estudio del caso argentino, en concordancia con lo expuesto por las investigaciones empíricas realizadas para otros países, se halló evidencia de la existencia de una relación negativa de corto plazo entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación para el período 2002-2013. No obstante, en lo que se refiere a la

muestra correspondiente al período 1993-2001, la reducida precisión de las estimaciones no permitió obtener resultados concluyentes.

Por otro lado, el estudio de largo plazo no permitió confirmar la existencia de una relación positiva entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación, por lo cual resulta posible que el crecimiento conjunto del precio de las acciones y la tasa de inflación sea provocado por el componente tendencial de ambas series y no por la existencia de relación entre las variables.

## 5 Bibliografía

Anari, A., y Kolari, J. W. (2001). Stock prices and inflation. (Winter, Ed.) Journal of Financial Research, 24(4), 587-602.

Boudoukh, J., y Richardson, M. (1992). Stocks are a good hedge for inflation (in the long run). The Wharton School University of Pennsylvania, Rodney L. White Center for Financial Research, Philadelphia.

Dapena, J. P. (2013). La evolución del índice Merval (precio de acciones) y la inflación. Centro de Economía Aplicada. Universidad del CEMA., Departamento de Finanzas.

Fama, E. F. (1975). Short-term interest rates as predictors of inflation. American Economic Review (65), 269-282.

Fama, E. F., y Schwert, G. W. (1977). Asset returns and inflation. Journal of Financial Economics (5), 115-146.

Fama, E. (1981). Stocks returns, real activity, inflation, and money. The American Economic Review, 71 (4), 545-565.

Feldstein, M. (1983a). Inflation and the stock market. En M. Feldstein (Ed.), Inflation, tax rules, and capital formation (pp. 186-198). University of Chicago Press.

Feldstein, M. (1983b). Inflation, tax rules, and the prices of land and gold. En M. Feldstein (Ed.), Inflation, tax rules, and capital formation (pp. 221-228). University of Chicago Press.

Feldstein, M. (1983c). Inflation, tax rules, and the stock market. En M. Feldstein (Ed.), Inflation, tax rules, and capital formation (pp. 199-220). University of Chicago Press.

Fisher, I. (1896). Appreciation and interest. Publications of the American Economic Association, 11(4), 1-98.

Fisher, I. (1907). The rate of interest. New York: McMillan.

Fisher, I. (1930). The theory of interest. New York: McMillan.

Geske, R., y Roll, R. (1983). The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. The Journal of Finance, 38(1), 1-33.

- Gujarati, N. D. (1997). *Econometría básica* (3ra ed.). Bogotá. McGraw-Hill.
- Gultekin, N. B. (1983). Stocks markets returns and inflation: evidence from other countries. *The Journal of Finance*, 38(1), 49-65.
- Hendershott, P. H. (1979). The decline in aggregate share values: inflation and taxation of the returns from equities and owner-occupied housing. *National Bureau of Economic Research Working Papers Series* (370).
- Hendershott, P. H., Hu, S. C. (1979). Inflation and the benefits from owner-occupied housing. *National Bureau of Economic Research Working Papers* (383).
- IAMC. (2007). Metodología completa del Índice Merval. Recuperado el 19 de Junio de 2013, de <http://www.iamc.sba.com.ar/lmgs/Dyn/ArchivosLenguajes/5316-2010-5-6T18-30-0.pdf>
- INDEC. (2001). Índice de Precios al Consumidor Gran Buenos Aires, base 1999=100. Metodología N° 13.
- Jaffe, J. F., y Mandelker, G. (1976). The "Fisher Effect" for risky assets: an empirical investigation. *The Journal of Finance*, 31(2), 447-458.
- Kaul, G. (1987). Stock returns and inflation. The role of the monetary sector. *Journal of Financial Economics* (18), 253-276.
- Modigliani, F., y Cohn, R. (1979). Inflation, rational valuation and the market. *Financial Analyst Journal*, 24-44.
- Nelson, C. R. (1976). Inflation and rates of return on common stocks. *The Journal of Finance*, 31(2), 471-483.
- Pearce, D. K. (1982). The impact of inflation on stocks prices. *Economic Review Federal Reserve Bank of Kansas City*, 3-18.
- Solnik, B. (1983). The relation between stock prices and inflationary expectations: the international evidence. *The Journal of Finance*, 38(1), 35-48.
- Summers, L. H. (1980). Inflation, the stock market and owner occupied housing. *National Bureau of Economic Research* (606).
- Wong, K.-f., y Wu, H.-j. (2001). Testing Fisher hypothesis in long horizons for G7 and several Asian countries. *Chinese University of Hong Kong*.

## 6 Agradecimientos

Se agradece al **Cr. Ignacio Valdez**, quien fue tutor del trabajo, por sus aportes y consejos.

Del mismo modo, se agradece a la **Dra. Valentina Viego** y a la **Srta. Yamila Perez**, docentes de las cátedras de Econometría en la Universidad Nacional de Sur, por su colaboración ante las consultas realizadas con respecto al análisis econométrico.

Los errores que pudieran persistir son de exclusiva responsabilidad de la autora.

## 7 Anexos

### 7.1 Anexo I: Glosario básico sobre términos econométricos.

**Autocorrelación:** correlación entre el término de perturbación de una observación cualquiera y el término de perturbación de otra observación. Si existe autocorrelación los estimadores MCO dejan de ser eficientes, impidiendo la aplicación válida de las pruebas de significancia.

**Cointegración:** dos variables integradas del mismo orden están cointegradas si la combinación lineal entre ellas es estacionaria. Si este fuera el caso, los resultados de regresión pueden no ser espurios y las pruebas de significancia son válidas.

**Criterio de información de Schwarz:** criterio de selección que permite determinar la longitud del rezago de las variables explicativas con base en la minimización del valor de una función que pondera la sencillez del modelo.

**Distribución de probabilidad:** la distribución de probabilidad de una variable aleatoria es el conjunto de valores posibles de la misma, junto con la probabilidad asociada a cada uno de estos valores.

**Distribución de probabilidad normal:** distribución de probabilidad con forma de campana simétrica, centrada en el valor medio de la variable.

**Estacionariedad:** un proceso aleatorio es estacionario si su media, su varianza y su autocovarianza (en los diferentes rezagos) permanecen constantes en el tiempo.

**Heteroscedasticidad:** existe heteroscedasticidad cuando la varianza del término de perturbación, dado el valor de la variable explicativa, no es constante. La presencia de heteroscedasticidad reduce la eficiencia de los estimadores mínimos cuadrados, los cuales dejan de tener varianza mínima.

**Heteroscedasticidad condicional autorregresiva (ARCH):** en caso de existencia de este tipo de heteroscedasticidad, no sólo la varianza del término de perturbación no es constante, sino que depende de la varianza de los términos de perturbación pasados. En caso de presentarse este tipo de heteroscedasticidad, la aplicación de un modelo ARCH permite obtener mejores estimaciones.

**Hipótesis alternativa:** afirmación con respecto al valor real de los parámetros del modelo que busca ser verificada mediante el rechazo de la hipótesis nula.

**Hipótesis nula:** afirmación con respecto al valor real de los parámetros del modelo que busca ser rechazada con base en datos de la muestra.

**Inferencia estadística:** Proceso mediante el cual se arriba a conclusiones con respecto a la población bajo estudio en base a los datos de la muestra.

**Integración:** una serie de tiempo no estacionaria es integrada de orden  $d$  si luego de ser diferenciada  $d$  veces, la serie en diferencias es estacionaria.

**Intervalo de confianza:** rango o límites dentro de los cuales puede encontrarse el verdadero valor de un parámetro en muestreo repetido.

**Método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO):** método de estimación basado en la minimización de la suma de los residuos al cuadrado.

**Nivel de confianza:** valor porcentual equivalente a  $100(1-\alpha)$  en donde  $\alpha$  representa el nivel de significación.

**Nivel de significación ( $\alpha$ ):** probabilidad de rechazar una hipótesis nula que es cierta en la realidad.

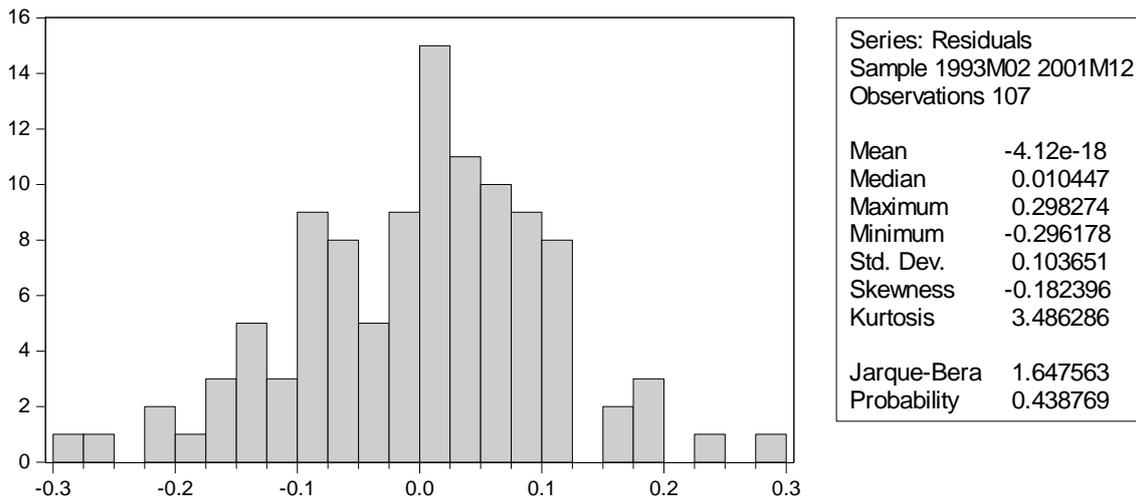
**Significancia estadística:** comúnmente se dice que una variable explicativa es estadísticamente significativa si se rechaza la hipótesis nula de no existencia de relación con la variable a ser explicada.

**Término de perturbación estocástica o residuos:** desviación de una observación individual con respecto a su valor esperado. El término de perturbación constituye una variable aleatoria no observable.

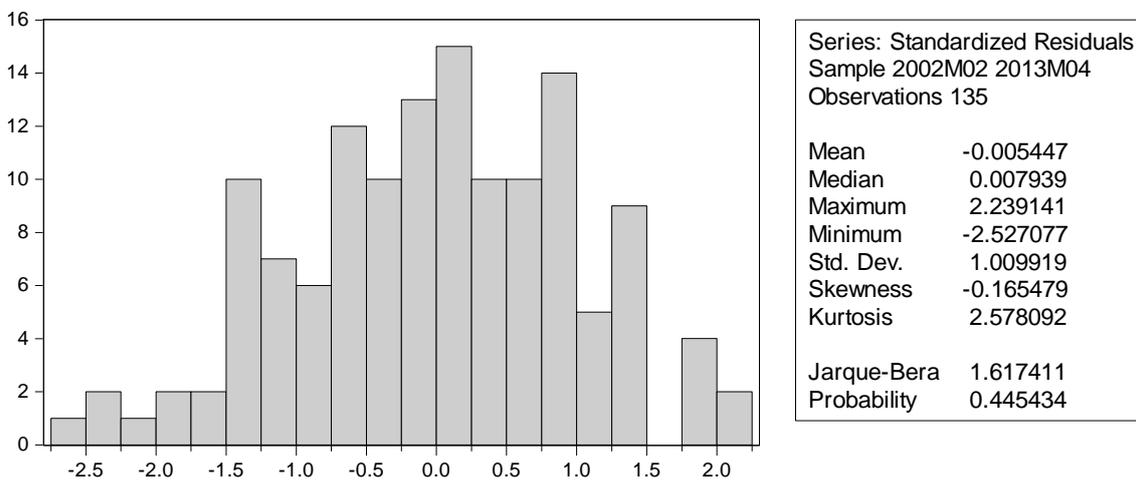
## 7.2 Anexo II: Pruebas de hipótesis efectuadas para el modelo que incluye la tasa de inflación contemporánea como variable explicativa.

**Modelo estimado:**  $R_t = \beta_0 + \sum_i^n D_i + \beta_1 I_t + \varepsilon_t$

Tabla 7 – 1: Prueba de normalidad de las perturbaciones. Período 1993-2001



**Tabla 7 – 2: Prueba de normalidad de las perturbaciones. Período 2002-2013**



**Tabla 7 – 3: Prueba de heteroscedasticidad de White (sin términos cruzados). Período 1993-2001**

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.732883	Prob. F(3,103)	0.5347
Obs*R-squared	2.236298	Prob. Chi-Square(3)	0.5248
Scaled explained SS	2.576070	Prob. Chi-Square(3)	0.4617

Test Equation:  
 Dependent Variable: RESID^2  
 Method: LeastSquares  
 Date: 06/27/13 Time: 13:31  
 Sample: 1993M02 2001M12  
 Included observations: 107

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012009	0.001923	6.243578	0.0000
I^2	-69.90466	59.23453	-1.180134	0.2407

D1^2	-0.012006	0.017034	-0.704834	0.4825
D2^2	-0.011969	0.017032	-0.702702	0.4838
R-squared	0.020900	Mean dependentvar		0.010643
Adjusted R-squared	-0.007617	S.D. dependentvar		0.016861
S.E. of regression	0.016925	Akaikeinfocriterion		-5.283359
Sum squaredresid	0.029506	Schwarzcriterion		-5.183441
Log likelihood	286.6597	Hannan-Quinnriter.		-5.242854
F-statistic	0.732883	Durbin-Watson stat		1.927514
Prob(F-statistic)	0.534709			

**Tabla 7 – 4: Prueba de heteroscedasticidad de White (sin términos cruzados). Período 2002-2013**

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.332082	Prob. F(2,132)		0.7180
Obs*R-squared	0.675859	Prob. Chi-Square(2)		0.7132
Scaledexplained SS	12880.09	Prob. Chi-Square(2)		0.0000

Test Equation:  
Dependent Variable: WGT\_RESID^2  
Method: LeastSquares  
Date: 06/27/13 Time: 13:32  
Sample: 2002M02 2013M04  
Includedobservations: 135

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.027022	0.116675	8.802421	0.0000
I^2	-24.63508	125.9605	-0.195578	0.8452
D1^2	-1.025627	1.289535	-0.795346	0.4278
R-squared	0.005006	Mean dependentvar		1.012411
Adjusted R-squared	-0.010069	S.D. dependentvar		1.278007
S.E. of regression	1.284425	Akaikeinfocriterion		3.360471
Sum squaredresid	217.7667	Schwarzcriterion		3.425033
Log likelihood	-223.8318	Hannan-Quinnriter.		3.386707
F-statistic	0.332082	Durbin-Watson stat		1.993597
Prob(F-statistic)	0.718026			

**Tabla 7 – 5: Prueba de heteroscedasticidad de ARCH. Período 1993-2001**

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.003652	Prob. F(1,104)		0.9519
Obs*R-squared	0.003722	Prob. Chi-Square(1)		0.9514

Test Equation:  
Dependent Variable: RESID^2  
Method: LeastSquares  
Date: 06/27/13 Time: 13:34  
Sample (adjusted): 1993M03 2001M12

Included observations: 106 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.010589	0.001961	5.398297	0.0000
RESID^2(-1)	0.005937	0.098241	0.060434	0.9519
R-squared	0.000035	Mean dependent var		0.010652
Adjusted R-squared	-0.009580	S.D. dependent var		0.016941
S.E. of regression	0.017022	Akaikeinfocriterion		-5.289946
Sum squared resid	0.030133	Schwarz criterion		-5.239693
Log likelihood	282.3672	Hannan-Quinn criter.		-5.269578
F-statistic	0.003652	Durbin-Watson stat		1.995660
Prob(F-statistic)	0.951926			

**Tabla 7 – 6: Prueba de heteroscedasticidad de ARCH. Período 2002-2013**

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.007104	Prob. F(1,132)	0.9330
Obs*R-squared	0.007212	Prob. Chi-Square(1)	0.9323

Test Equation:

Dependent Variable: WGT\_RESID^2

Method: LeastSquares

Date: 06/27/13 Time: 13:34

Sample (adjusted): 2002M03 2013M04

Included observations: 134 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.019070	0.141649	7.194317	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.007348	0.087183	-0.084288	0.9330
R-squared	0.000054	Mean dependent var		1.011678
Adjusted R-squared	-0.007522	S.D. dependent var		1.282774
S.E. of regression	1.287589	Akaikeinfocriterion		3.358233
Sum squared resid	218.8409	Schwarz criterion		3.401484
Log likelihood	-223.0016	Hannan-Quinn criter.		3.375809
F-statistic	0.007104	Durbin-Watson stat		1.994503
Prob(F-statistic)	0.932956			

**Tabla 7 – 7: Prueba de Autocorrelación de Breusch-Godfrey con 12 rezagos. Período 1993-2001**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.807779	Prob. F(12,91)	0.6417
Obs*R-squared	10.30046	Prob. Chi-Square(12)	0.5896

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: LeastSquares

Date: 06/27/13 Time: 13:36

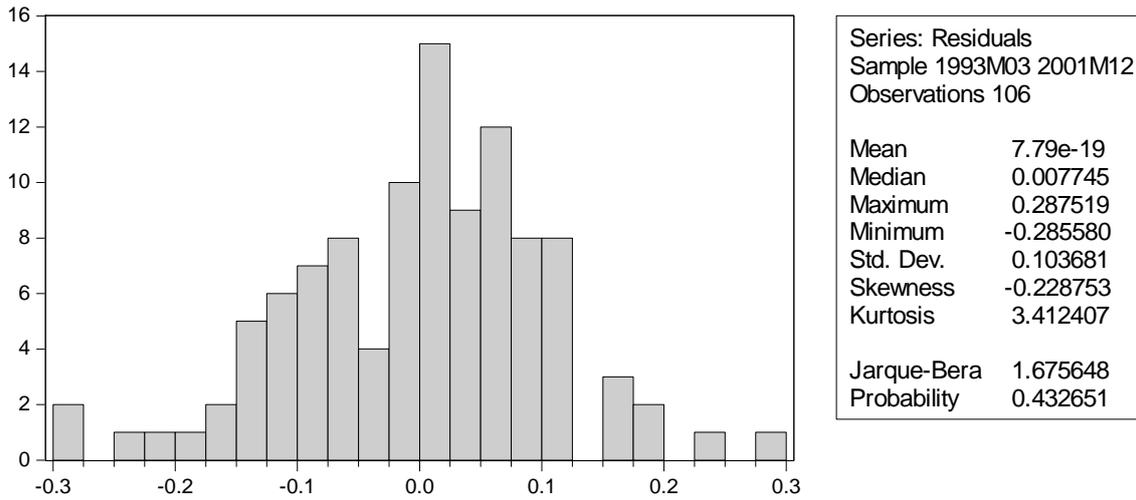
Sample: 1993M02 2001M12  
 Included observations: 107  
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000671	0.011040	-0.060743	0.9517
I	0.921649	2.675689	0.344453	0.7313
D1	0.002233	0.114330	0.019534	0.9845
D2	0.013159	0.124506	0.105693	0.9161
RESID(-1)	0.067206	0.104431	0.643540	0.5215
RESID(-2)	-0.021935	0.105024	-0.208853	0.8350
RESID(-3)	-0.164455	0.109733	-1.498676	0.1374
RESID(-4)	0.142598	0.110041	1.295856	0.1983
RESID(-5)	0.067458	0.114585	0.588718	0.5575
RESID(-6)	-0.056918	0.115103	-0.494498	0.6221
RESID(-7)	0.181174	0.117159	1.546393	0.1255
RESID(-8)	0.063983	0.116345	0.549940	0.5837
RESID(-9)	-0.134681	0.118630	-1.135307	0.2592
RESID(-10)	0.072223	0.121044	0.596668	0.5522
RESID(-11)	-0.069223	0.120065	-0.576540	0.5657
RESID(-12)	-0.170516	0.120549	-1.414500	0.1606
R-squared	0.096266	Mean dependent var	-4.12E-18	
Adjusted R-squared	-0.052701	S.D. dependent var	0.103651	
S.E. of regression	0.106348	Akaikeinfocriterion	-1.507113	
Sum squared resid	1.029191	Schwarzcriterion	-1.107438	
Log likelihood	96.63056	Hannan-Quinn criter.	-1.345090	
F-statistic	0.646223	Durbin-Watson stat	2.006943	
Prob(F-statistic)	0.828831			

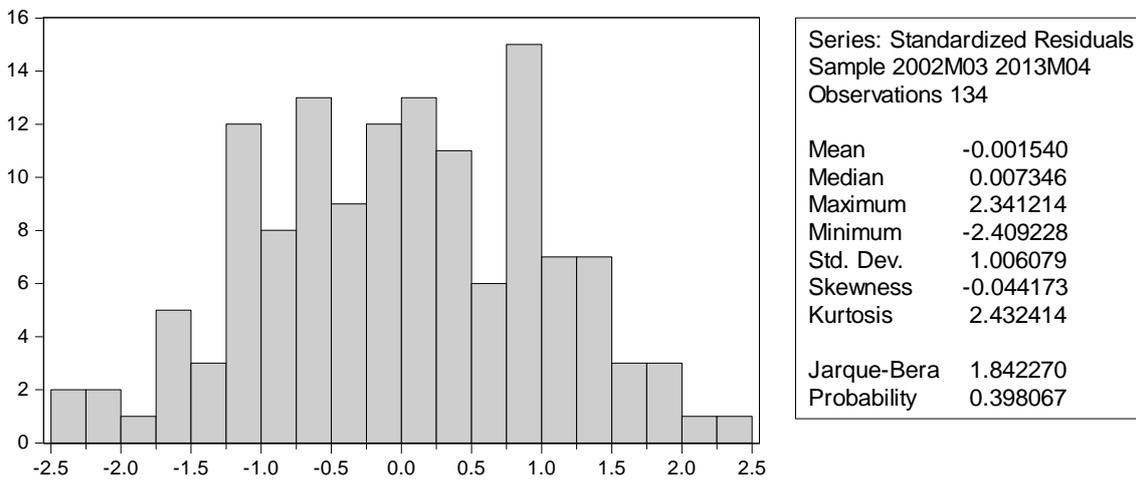
### 7.3 Anexo III: Pruebas de hipótesis efectuadas para el modelo que incluye la tasa de inflación rezagada como variable explicativa.

Modelo estimado:  $R_t = \beta_0 + \sum_i^n D_i + \beta_1 I_{t-1} + \varepsilon_t$

Tabla 7 – 9: Prueba de normalidad de las perturbaciones. Período 1993-2001



**Tabla 7 – 10: Prueba de normalidad de las perturbaciones. Período 2002-2013**



**Tabla 7 – 11: Prueba de heteroscedasticidad de White (sin términos cruzados). Período 1993-2001**

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	2.670400	Prob. F(3,102)	0.0515
Obs*R-squared	7.719097	Prob. Chi-Square(3)	0.0522
Scaled explained SS	8.621359	Prob. Chi-Square(3)	0.0348

Test Equation:  
 Dependent Variable: RESID^2  
 Method: LeastSquares  
 Date: 06/27/13 Time: 13:44  
 Sample: 1993M03 2001M12  
 Included observations: 106

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.008337	0.001850	4.506768	0.0000

I(-1)^2	151.5786	56.74981	2.670999	0.0088
D1^2	-0.009813	0.016317	-0.601381	0.5489
D2^2	-0.009972	0.016316	-0.611214	0.5424
R-squared	0.072822	Mean dependentvar		0.010648
Adjusted R-squared	0.045552	S.D. dependentvar		0.016617
S.E. of regression	0.016234	Akaikeinfocriterion		-5.366358
Sum squaredresid	0.026883	Schwarzcriterion		-5.265851
Log likelihood	288.4170	Hannan-Quinncrier.		-5.325622
F-statistic	2.670400	Durbin-Watson stat		1.899731
Prob(F-statistic)	0.051481			

**Tabla 7 – 12: Prueba de heteroscedasticidad de White (sin términos cruzados).  
Período 2002-2013**

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.347360	Prob. F(2,131)	0.7072
Obs*R-squared	0.706880	Prob. Chi-Square(2)	0.7023
Scaledexplained SS	12619.20	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:  
Dependent Variable: WGT\_RESID^2  
Method: LeastSquares  
Date: 06/27/13 Time: 13:44  
Sample: 2002M03 2013M04  
Includedobservations: 134

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.010159	0.110547	9.137786	0.0000
I(-1)^2	7.120258	118.9372	0.059866	0.9524
D1^2	-1.011831	1.217553	-0.831036	0.4075
R-squared	0.005275	Mean dependentvar		1.004643
Adjusted R-squared	-0.009911	S.D. dependentvar		1.207019
S.E. of regression	1.212986	Akaikeinfocriterion		3.246181
Sum squaredresid	192.7449	Schwarzcriterion		3.311058
Log likelihood	-214.4941	Hannan-Quinncrier.		3.272545
F-statistic	0.347360	Durbin-Watson stat		1.984532
Prob(F-statistic)	0.707200			

**Tabla 7 – 13: Prueba de heteroscedasticidad de ARCH. Período 1993-2001**

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.007086	Prob. F(1,103)	0.9331
Obs*R-squared	0.007223	Prob. Chi-Square(1)	0.9323

Test Equation:  
Dependent Variable: RESID^2  
Method: LeastSquares  
Date: 06/27/13 Time: 13:44

Sample (adjusted): 1993M04 2001M12  
 Included observations: 105 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.010767	0.001951	5.519116	0.0000
RESID^2(-1)	-0.008309	0.098708	-0.084178	0.9331
R-squared	0.000069	Mean dependent var		0.010678
Adjusted R-squared	-0.009639	S.D. dependent var		0.016694
S.E. of regression	0.016775	Akaikeinfocriterion		-5.319045
Sum squared resid	0.028983	Schwarz criterion		-5.268493
Log likelihood	281.2499	Hannan-Quinn criter.		-5.298560
F-statistic	0.007086	Durbin-Watson stat		1.994645
Prob(F-statistic)	0.933078			

**Tabla 7 – 14: Prueba de heteroscedasticidad de ARCH. Período 2002-2013**

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	6.68E-05	Prob. F(1,131)	0.9935
Obs*R-squared	6.78E-05	Prob. Chi-Square(1)	0.9934

Test Equation:  
 Dependent Variable: WGT\_RESID^2  
 Method: LeastSquares  
 Date: 06/27/13 Time: 13:45  
 Sample (adjusted): 2002M04 2013M04  
 Included observations: 133 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.999404	0.136849	7.302991	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.000714	0.087411	0.008173	0.9935
R-squared	0.000001	Mean dependent var		1.000118
Adjusted R-squared	-0.007633	S.D. dependent var		1.210441
S.E. of regression	1.215052	Akaikeinfocriterion		3.242374
Sum squared resid	193.4020	Schwarz criterion		3.285838
Log likelihood	-213.6179	Hannan-Quinn criter.		3.260036
F-statistic	6.68E-05	Durbin-Watson stat		1.997836
Prob(F-statistic)	0.993491			

**Tabla 7 – 15: Prueba de Autocorrelación de Breusch-Godfrey con 12 rezagos. Período 1993-2001**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.982928	Prob. F(12,90)	0.4712
Obs*R-squared	12.28235	Prob. Chi-Square(12)	0.4233

Test Equation:  
 Dependent Variable: RESID  
 Method: LeastSquares  
 Date: 06/27/13 Time: 13:45  
 Sample: 1993M03 2001M12  
 Included observations: 106  
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000616	0.010997	-0.055973	0.9555
I(-1)	-0.822715	2.687434	-0.306134	0.7602
D1	0.018867	0.114645	0.164572	0.8697
D2	0.018533	0.124631	0.148702	0.8821
RESID(-1)	0.088131	0.105353	0.836532	0.4051
RESID(-2)	-0.002415	0.105790	-0.022829	0.9818
RESID(-3)	-0.180642	0.110029	-1.641770	0.1041
RESID(-4)	0.172432	0.111084	1.552263	0.1241
RESID(-5)	0.078756	0.115697	0.680707	0.4978
RESID(-6)	-0.052202	0.116473	-0.448185	0.6551
RESID(-7)	0.222969	0.118854	1.875999	0.0639
RESID(-8)	0.074883	0.118612	0.631326	0.5294
RESID(-9)	-0.125523	0.118316	-1.060910	0.2916
RESID(-10)	0.132240	0.125763	1.051496	0.2958
RESID(-11)	-0.055399	0.122138	-0.453576	0.6512
RESID(-12)	-0.179181	0.122476	-1.462987	0.1470
R-squared	0.115871	Mean dependentvar		7.79E-19
Adjusted R-squared	-0.031484	S.D. dependentvar		0.103681
S.E. of regression	0.105300	Akaikeinfocriterion		-1.525750
Sum squaredresid	0.997928	Schwarzcriterion		-1.123721
Log likelihood	96.86474	Hannan-Quinn criter.		-1.362805
F-statistic	0.786342	Durbin-Watson stat		2.005694
Prob(F-statistic)	0.689274			