

No. 09-07

2009

REACCIÓN DE LOS MERCADOS ACCIONARIOS LATINOAMERICANOS A LOS ANUNCIOS

MACROECONOMICOS

Diego A. Agudelo R.

A. Marcela Álvarez L.

Yesica T. Osorno M.

Documentos de trabajo

Economía y Finanzas

Centro de Investigaciones Económicas y Financieras (CIEF)



**UNIVERSIDAD
EAFIT**
Abierta al mundo

**REACCIÓN DE LOS MERCADOS ACCIONARIOS LATINOAMERICANOS
A LOS ANUNCIOS MACROECONOMICOS.***

Diego A. Agudelo R. **
A. Marcela Álvarez L.***
Yesica T. Osorno M.****

*Este artículo está basado en la tesis de los Marcela Alvarez y Yesica Osorno Milena M. Castaño para obtener el Master Sc. En Finanzas de la Universidad EAFIT. Presentado en la IX International Finance Conference, Buenos Aires, Septiembre de 2009.

** . Ph D en Finanzas, Indiana University Bloomington, USA (2007). Profesor Titular, Medellín, Colombia. Director de la Maestría Sc. en Finanzas de la Universidad EAFIT, Medellín, Colombia (574) 2619500 ext 9719 dagudelo@eafit.edu.co.

*** Master Sc. en Finanzas, EAFIT University (2009). aalvar22@eafit.edu.co.

*** Master Sc. en Finanzas, EAFIT University (2009). yosorno@eafit.edu.co.

REACCIÓN DE LOS MERCADOS ACCIONARIOS LATINOAMERICANOS A LOS ANUNCIOS MACROECONOMICOS

RESUMEN

Se presenta evidencia empírica sobre el efecto de los anuncios macroeconómicos de la inflación y el PIB en rendimientos y volatilidad diarios de los mercados accionarios de seis países latinoamericanos, empleando modelos de series de tiempo univariadas. Los efectos hallados de los anuncios sobre los rendimientos sólo son significativos y en la dirección esperada en inflación para Colombia y Perú, y en PIB, para Chile. Sin embargo, también se encuentran efectos en días anteriores y posteriores a los anuncios, contradiciendo la hipótesis de eficiencia de mercado. Además, los días de anuncios de la inflación están asociados a mayor volatilidad, pero los del PIB a menor.

Palabras clave: Mercados Emergentes; Mercados accionarios internacionales; Anuncios macroeconómicos; Eficiencia de mercado.

ABSTRACT

This paper shows empirical evidence of the effect of macroeconomic announcements (inflation and GDP) on returns, volatility and trading activity for the stock markets of Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Mexico and Peru, using daily univariate time series models. Significant contemporaneous effects were found only for Colombia and Peru during inflation announcements and for Chile during GDP announcements. On the other hand, lagged and lead effects from announcements were found in most of the cases, contradicting market efficiency. Besides, inflation announcements are associated to higher volatility whereas those of GDP are to lower volatility for most of the countries.

Key words: Emerging markets, International stock markets, Macroeconomic announcements, market efficiency.

JEL Classification: G14, G15.

I. INTRODUCCION

El estudio del impacto de las variables macroeconómicas sobre el precio de las acciones se enmarca dentro de la teoría de mercados eficientes. La hipótesis de mercados eficientes establece que el precio de las acciones debe reflejar toda la información disponible, por lo cual los precios solo reaccionarán a la parte inesperada de los anuncios tanto específicos como macroeconómicos que afecten el valor de la empresa. En la teoría de mercados eficientes se asume que la nueva información se incorpora rápidamente en los precios debido a la actividad de los agentes informados (Fama, 1970) Por ejemplo, si una acción estuviera subvalorada frente a nueva información, los inversionistas, motivados por la obtención de potenciales ganancias, demandarían dicha acción presionando su precio al alza hasta llevarla a un nuevo precio de equilibrio, que incorpora la nueva información. El estudio de los anuncios macroeconómicos en los mercados es importante al menos en tres perspectivas: para medir la eficiencia de los mercados, para establecer factores de riesgo en los mismos, y para valorar la viabilidad de estrategias especulativas alrededor de dichos anuncios.

Poner a prueba si en los mercados accionarios latinoamericanos se cumple la hipótesis de eficiencia de mercados, tiene importancia para medir su desarrollo y comprender mejor su comportamiento. La mayor eficiencia en mercados accionarios desarrollados, como el americano, comparada con mercados emergentes, es atribuida a su mayor sofisticación, actividad bursátil, liquidez, calidad de información, y una mayor participación de agentes profesionales buscando explotar posibles ineficiencias (Bodie, Kane y Marcus, 2005).

En un contexto de modelos de valoración de activos ("Asset Pricing Theory") el estudio de las variables macroeconómicas en los precios de las acciones, cobra importancia dado que si tienen un efecto en los mercados, se constituyen en posibles factores de riesgo no diversificable. En consecuencia, la exposición a dichas variables macroeconómicas debería conllevar una prima, constituyéndolas en fuertes candidatas para un modelo de valoración de precios. Adicionalmente, en caso de tratarse de factores de riesgo, la volatilidad de los

mercados debería aumentar en días de anuncios de dichas variables macroeconómicas (Flannery y Protopapadakis, 2002). En este sentido, la tasa de cambio, la tasa de interés, la inflación y la producción han sido propuestas como factores de riesgo no diversificables, y por ende determinantes para la valoración de acciones (Adam y Tweneboah, 2008).

Los primeros estudios acerca del efecto de las variables macroeconómicas sobre los precios de los activos se atribuyen a Chen, Roll y Ross (1986). A partir de allí diversos autores, citados en el estudio de Flannery y Protopapadakis (2002), han establecido la relación negativa que se debe presentar entre el rendimiento de las acciones con la inflación¹. De otro lado, la evidencia empírica no establece con certeza la relación del rendimiento de las acciones con el crecimiento económico (Pearce y Roley, 1985). En cualquier caso, los estudios de estas relaciones se han realizado en su mayoría en el mercado americano y otros mercados desarrollados, pero no así en países latinoamericanos.

Finalmente desde un punto de vista práctico, conocer el comportamiento del mercado accionario ante anuncios de variables macroeconómicas como la inflación y el PIB, tiene implicaciones para los agentes especuladores que actúan en los mercados latinoamericanos. Si los mercados no fueran eficientes ante dichos anuncios, se podría dar lugar a oportunidades de rendimientos extraordinarios para dichos agentes, siempre y cuando dicha ineficiencia presente patrones predecibles y los rendimientos brutos que genera excedan los costos de transacción involucrados. Más aún, una mayor volatilidad y actividad bursátil resultan atractivas para la especulación en anuncios macroeconómicos.

En este contexto el presente artículo investiga el impacto de los anuncios de variables macroeconómicas en los mercados de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Las variables macroeconómicas a considerar son la inflación y el crecimiento económico, medido a través del PIB, escogidas por ser las más representativas de la economía y más empleadas en la literatura internacional en este tipo de estudios. El impacto de las variables en los mercados accionarios será medido tanto en rendimiento como en volatilidad

¹ Bodie (1976), Fama (1981), Geske y Roll (1983), Pearce y Roley (1983, 1985)

La metodología empírica propuesta requiere emplear un modelo econométrico de series de tiempo univariado, que busca medir la respuesta de los rendimientos y la volatilidad de las acciones ante los anuncios de las variables macroeconómicas. En este se incluyen como variables de control la tasa de cambio, la tasa de interés y el rendimiento S&P 500.

La estructura de este artículo es la siguiente: La segunda sección presenta los modelos teóricos y los resultados empíricos relevantes de la literatura internacional. La tercera sección contiene la metodología utilizada y la descripción de los datos empleados, así como las principales transformaciones necesarias para poder usarlos. En la cuarta sección se presentan los resultados, y en la última sección, las respectivas conclusiones.

II. ANTECEDENTES

Eficiencia de mercado

El estudio de la reacción de los precios de las acciones a los anuncios macroeconómicos inesperados se enmarca dentro de la teoría de eficiencia de mercado. Se entiende por mercado eficiente aquel en el cual los precios reflejan toda la información disponible (Fama, 1970). Según la teoría de eficiencia de mercado, no es posible predecir el comportamiento futuro de las acciones ya que la información disponible debe estar plenamente reflejada en el precio de las mismas. Es decir, si los precios se encuentran en un nivel de equilibrio dado, un movimiento en los mismos causado como respuesta a un anuncio, corresponde solamente a la parte inesperada (“sorpresa”) de la información. De esta forma, como los precios de las acciones cambian sólo por la parte impredecible de la información, dicho cambio también debe ser impredecible (Bodie, Kane y Marcus, 2005).

Es así como siguiendo la teoría de eficiencia de mercado se hace necesario distinguir la parte no esperada del anuncio macroeconómico, a la cual deben responder los precios, dado que la parte esperada ya debe estar incorporada en el precio de las acciones. De esta forma, en un mercado eficiente de la forma semifuerte, ni los valores esperados de las variables

económicas, ni los rezagos de las sorpresas en los anuncios deben servir para explicar el comportamiento de los rendimientos (Pearce y Roley, 1985).

Algunos de los estudios iniciales de eficiencia de mercado miden la incorporación de nueva información de anuncios en variables macroeconómicas en los precios de las acciones. En particular Waud (1970) encuentra una respuesta negativa significativa en los cambios de la tasa de descuento, sin embargo no comprueba si la respuesta completa toma más de un día. Por otra parte, Schwert (1981) contradice la hipótesis de mercados eficientes al encontrar que el ajuste de los precios de las acciones como respuesta a la inflación inesperada se da de manera lenta, aunque la magnitud de la reacción es tan pequeña que probablemente no hay oportunidades de ganancias extraordinarias.

Un resultado empírico que prueba la hipótesis de eficiencia de mercado fue encontrado por Pearce y Roley (1985). Sus resultados muestran que la respuesta de los precios de las acciones a anuncios de cambios en los agregados monetarios, sólo responde de manera significativa a la parte inesperada, lo cual es consistente con la teoría de mercados eficiente. Además, este efecto es incorporado por completo en el día de negociación después del anuncio.

Adams, McQueen y Wood (2004) encuentran en su estudio que el precio de las acciones responde, en promedio, entre 10 y 20 minutos después a las noticias de inflación, lo que se aproxima a un ajuste inmediato consistente con la hipótesis de eficiencia de mercado. En su estudio se cita evidencia empírica encontrada por otros autores, unos concluyen que el ajuste del precio de los activos a nueva información de noticias macroeconómicas es casi inmediato; mientras que otros hallan que el ajuste tarda una hora.

Un ejemplo de este tipo de estudios en mercados emergentes lo presenta Ali et al (2007) que busca medir el impacto de los anuncios de inflación en el mercado accionario de Pakistan, Karachi Stock Exchange. Los anuncios de inflación son categorizados en buenas, malas y no noticias. Los resultados reflejan que no existen rendimientos acumulativos anormales alrededor de los anuncios en ninguna de las tres categorías, lo que es consistente

con la hipótesis de eficiencia semifuerte. Sin embargo, los autores proponen, como interpretación alternativa, que el dato de la inflación no contiene ningún componente de sorpresa para los agentes del mercado, probablemente porque antes de ser anunciado, ya ha sido incorporado en el precio de las acciones.

Efecto de los anuncios macroeconómicos en los rendimientos

El modelo de Gordon (1962) sirve como punto de partida para explicar la relación teórica entre variables macroeconómicas, como la inflación y el crecimiento de la economía (PIB), con el precio de las acciones. Este modelo asume que el precio en equilibrio de las acciones equivale al valor esperado de los dividendos futuros descontados al presente, a una tasa de descuento k . Dichos dividendos crecen a una tasa compuesta constante g por un tiempo indefinido, como se muestra a continuación:

$$P_0 = \frac{D_0(1+g)}{(1+k)} + \frac{D_0(1+g)^2}{(1+k)^2} + \frac{D_0(1+g)^3}{(1+k)^3} + \dots = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{D_0(1+g)^i}{(1+k)^i} \quad (1)$$

Donde:

P_0 : Es el precio de la acción en equilibrio (valor intrínseco).

D_0 : Dividendo anual que paga la acción en el momento cero.

g : Tasa de crecimiento compuesta anual de los dividendos.

k : Tasa de descuento en base anual efectiva.

La ecuación (1) puede ser simplificada como:

$$P_0 = \frac{D_0(1+g)}{(k-g)} \quad (2)$$

Inicialmente se parte del supuesto de una economía neutral a la inflación, en la cual el precio de las acciones no se ve afectado por un cambio en dicha variable, dado que su efecto se cancela en la ecuación (2). Se expresan así, las nuevas tasas nominales de crecimiento g y de descuento k , en términos de la nueva inflación (INF) y las respectivas tasas reales, que se asumen invariables al cambio de la inflación:

$$g = (1 + g_{real})(1 + INF) - 1 \quad (3)$$

$$k = (1 + k_{real})(1 + INF) - 1 \quad (4)$$

Reemplazando en (2) se tiene:

$$P_0 = \frac{D_0(1+g_{real})(1+INF)}{(k_{real}-g_{real})(1+INF)} \quad (5)$$

Cancelándose el efecto de la inflación y por ende no afectando el precio de las acciones. Esto confirma que en una economía neutral a la inflación los anuncios de la misma deben ser irrelevantes para los precios de las acciones.

Sin embargo, se ha documentado una relación negativa entre el anuncio inesperado de inflación y el cambio en el precio de las acciones (Bodie 1976, Fama 1981, y Pearce y Roley, 1983, 1985). Por su parte autores como Modigliani y Cohn (1979) y Feldstein (1980) y Summer (1981), citados por Pearce y Roley, argumentan que, en teoría, se debe presentar un efecto negativo de los anuncios de la inflación en los precios de las acciones. ya que el tratamiento fiscal del cambio de la depreciación y del inventario resultan en una mayor utilidad antes de impuestos pero en una menor utilidad neta, lo que se traduce en un menor g_{real} y P_0 en (5). Adicionalmente, Pearce y Roley (1985) argumentan que un anuncio de mayor inflación, puede llevar a los agentes a esperar políticas monetarias más restrictivas, que llevarán a un incremento de las tasas de interés, (un aumento en k_{real}), y a una reducción de utilidad neta de las empresas, (una reducción de g_{real}), ocasionando reducción de P_0 en la ecuación (5). En conclusión el precio de las acciones esta negativamente relacionado con anuncios inesperados de cambios de la inflación, vía

reducción del crecimiento real esperado de los dividendos y/o aumento de la tasa real de descuento.

En relación al PIB se puede argumentar que una noticia alentadora del crecimiento de la economía crea mayores expectativas de utilidades de las empresas y de dividendos. En la ecuación (1), esto estaría representado por una mayor tasa del crecimiento de los dividendos (g), llevando a un incremento en el precio de las acciones vía numerador. Sin embargo, es de esperarse que el denominador de (1) también se vea afectado, ya que la noticia de un crecimiento de la economía, más de lo previsto, da lugar a mayores expectativas de los tipos de interés, lo que se traduce en un incremento en la tasa de descuento (k) y por tanto en una reducción del precio de las acciones vía denominador. Es así como, teóricamente, el efecto neto del crecimiento inesperado económico en el precio de las acciones es ambiguo (Bartolini, Goldberg y Sacarny, 2008).

Con relación a la evidencia empírica, el estudio de Pearce y Roley (1985), encuentra que los anuncios inesperados de inflación o actividad económica real afectan el precio de las acciones, al no resultar significativas en los períodos 1977-1979 y 1979-1982 en Estados Unidos. En contraste, Adams, McQueen y Wood (2004), concluyen que incrementos inesperados tanto en el IPP como en el IPC sí causan disminución en el precio de las acciones. De otro lado, Sadegi (1992) encontró que el mercado accionario Australiano reacciona negativamente a los anuncios inesperados de inflación y positivamente a los anuncios inesperados del PIB. Schwert (1981), por su parte, también encuentra evidencia de una relación negativa entre el precio de las acciones y los anuncios de inflación inesperada, aunque la magnitud de la reacción es pequeña.

Por su parte Flannery y Protopapadakis (2002), encuentran que de las diecisiete variables macroeconómicas analizadas, solo seis se comportan como posibles factores de riesgo (Inflación, Índice de precios al productor, Agregados monetarios M1 y M2, Reporte de empleo, Balanza comercial e Índice de vivienda). De estas variables sólo los anuncios de inflación (IPC e IPP) y de agregado monetario (M1 y M2) afectan los precios de las

acciones, en el caso de la inflación de manera inversa y en el caso de los agregados monetarios de manera directa.

Con relación a evidencia empírica en mercados emergentes, como el Israelí, Amihud (1996) pone de presente, de que en principio, no debería existir una relación negativa entre la inflación inesperada y el precio de las acciones, dado que en dicho país, a diferencia de los Estados Unidos, se realizan ajustes por inflación en muchos de los contratos económicos, por lo cual es más cercano al ideal de una economía neutral a la inflación. Aún así la evidencia empírica encontrada en el estudio muestra una relación negativa significativa entre la inflación inesperada y el precio de las acciones, la cual es atribuida a la asociación inversa entre inflación y actividad real (g_{real}). El autor argumenta que la inflación no esperada, aún en Israel, resulta en mayores costos económicos debido a la incertidumbre que causa en los mercados, a la variabilidad de los precios relativos y al costo de los ajustes de precios.

Efecto de los anuncios macroeconómicos en la volatilidad

Asumiendo que la volatilidad macroeconómica es una fuente de riesgo sistemático, esta debería incrementar la volatilidad del mercado accionario y ajustar la expectativa de riesgo-retorno (Hassan, Taher y Akhter, 2006). De esta manera, teniendo en cuenta que los anuncios inesperados de variables macroeconómicas generan mayor incertidumbre entre los agentes y una mayor actividad especulativa, la volatilidad del precio de las acciones deberá incrementarse alrededor de los días de los anuncios.

En la investigación de Hassan, Taher y Akhter (2006) se citan varios estudios empíricos que apoyan dicha teoría. Officer (1973) encuentra que el aumento en la volatilidad de la producción industrial incrementa la volatilidad de las acciones. Chowdhury y Rahman (2004), hallan que la volatilidad de las variables macroeconómicas causa volatilidad en el mercado accionario, pero no ocurre lo mismo en la dirección opuesta. Hassan, Taher y Akhter (2006), en Bangladesh, encuentran que la volatilidad de la producción industrial causa volatilidad en el mercado accionario. Castanias (1979) encontró que la volatilidad

incrementa alrededor de los días en que se producen noticias de eventos económicos, lo cual se interpreta como un reflejo de la nueva información que llega al mercado.

En contraste, Flannery y Protopapadakis (2002) reportan que ni los anuncios de inflación, ni los de crecimiento económico están asociados a una mayor volatilidad condicional en los Estados Unidos. Más aún, el efecto de esta última variable en la volatilidad es negativo, a lo cual los autores reconocen no tener una explicación satisfactoria.

Efecto de variables de control en los rendimientos

Si bien, el presente estudio se centra en la medición del impacto de anuncios inesperados de las variables macroeconómicas inflación y PIB en el precio de las acciones, es importante controlar por variables macroeconómicas cuyo efecto sobre los rendimientos de los mercados latinoamericanos ha sido reconocido teórica o empíricamente, tales como la tasa de interés, la tasa de cambio y los rendimientos de un índice internacional. Los efectos esperados de dichas variables de control se explican a continuación.

- **Tasa de Interés**

En el modelo de Gordon (1), el precio de las acciones corresponde al valor presente de los dividendos esperados por los inversionistas descontados al costo del capital, por lo que se espera que la tasa de interés y el precio de las acciones estén inversamente relacionados (Adam y Tweneboah, 2008). Dicha relación también puede ser argumentada desde un punto de vista de sustitución de inversiones, bajo el argumento de que los agentes prefieren invertir en renta fija y mercado de dinero en lugar de invertir en el mercado accionario cuando los tipos de interés reales suben (Omran, 2003). Esto es soportado en los estudios de Sadegi (1992) donde se consideran diversas tasas de interés en el mercado Australiano, encontrando que en todas se presentan una relación negativa con los precios de las acciones, y aunque en algunos casos el efecto no es significativo, el poder explicativo mejora cuando se pasa de un análisis de corto a largo plazo. En cuanto a mercados emergentes, Rozo y Rojo (2008) encuentran que el índice accionario colombiano (IGBC) exhibe una relación inversa con las tasa de interés.

- **Tasa de Cambio**

La tasa de Cambio ha sido considerada también como un factor de riesgo valorado en los mercados accionarios, mediante dos enfoques alternativos. El primero, denominado “enfoque del mercado de bienes” atribuido a Dornbusch y Fischer (1980), sostiene que las tasa de cambio influyen en la competitividad de las empresas al afectar tanto ingresos y costos, como también otras cuentas del balance expresadas en moneda extranjera. De esta forma, este enfoque postula una relación directa entre tasa de cambio y rendimientos accionarios si las empresas de un mercado accionario son predominantemente exportadoras.

Un segundo enfoque, denominado “Balance de portafolio” y atribuido a Branson (1983) y Frankel (1983), explica la relación entre tasa de cambio y precio de acciones por la oferta y demanda en el mercado de capitales con participación de inversionistas extranjeros. Un mercado accionario en crecimiento es atractivo para los inversionistas extranjeros ocasionando una mayor entrada de flujos y por ende una apreciación de la tasa de cambio. De esta forma, este enfoque postula una relación inversa entre el precio de las acciones y la tasa de cambio.

Con relación a la evidencia empírica a favor de cada uno de los dos enfoques, los estudios empíricos en general tienden a soportar el segundo. Por ejemplo, Golaka y Samanta (2003), realizan un análisis empírico de la relación entre el precio de las acciones y la tasa de cambio en el mercado accionario de la India, pero contrario a ambos enfoques teóricos, sus resultados muestran que en general los retornos de estos dos tipos de activos no están relacionados. Adicionalmente, para siete países de Asia, Muller y Verschoor (2007), evidenciaron que aproximadamente el 25% de las empresas en este mercado experimentan una exposición significativa a efectos del dólar y el 22.5% al yen japonés. Paradójicamente, a pesar de tratarse de empresas exportadoras, una depreciación de la moneda local tiene un

efecto neto negativo sobre el retorno de las acciones, consistente con el enfoque de “balance de portafolio”².

- **Rendimientos internacionales**

Desde los años 90, y en particular después de los procesos de liberalización, los mercados financieros de América Latina presentan una mayor dependencia con los Estados Unidos (Benelli y Ganguly, 2007), razón por la cual en el presente estudio se consideran los rendimientos del S&P500 como una variable externa que puede afectar significativamente el comportamiento de dichos mercados³. Tal como lo sugieren Lucey y Zhang (2007), los mercados accionarios latinoamericanos han aumentando a través del tiempo su correlación con el mercado accionario de Estados Unidos, donde la correlación más alta la presentan México y Brasil y la más baja Colombia y Venezuela⁴.

III. METODOLOGIA Y DATOS

En esta sección se explica el modelo econométricos propuesto para medir el impacto que tienen los anuncios de variables macroeconómicas, específicamente PIB e Inflación en el precio de las acciones, la volatilidad y la actividad bursátil de los mercados Latinoamericanos.

² Otros estudios que reportan una relación inversa entre tasa de cambio y precios del mercado accionario son F. Beer y F. Hebein (2008) y Harmantzis y Miao (2009).

³ Se consideró incorporar los rendimientos de un índice de desempeño global de mercados emergentes mundiales o latinoamericanos, como el MSCI, pero esto indudablemente exageraría el problema de endogeneidad, particularmente al modelar rendimientos de países de amplia participación en dicho índice como México y Brasil.

⁴ Evidencia adicional sobre la correlación de los mercados accionarios latinoamericanos y los de Estados Unidos es presentada por Lucey y Zhang (2007), Valdés (2006) y Benelli y Ganguly (2007).

Se emplea un modelo de series de tiempo univariado, de la familia ARCH-GARCH, ya que permite modelar la heterocedasticidad presente en las series financieras y es una variación de los empleados por Flannery y Protopapadakis (2002) y Pearce y Roley (1985).. Fue necesario utilizar distintos modelos para cada país, con el fin de estructurar adecuadamente la modelación, considerando los del tipo GARCH y EGARCH⁵. Teniendo en cuenta que los residuales de las series financieras no siguen una distribución normal, se modelaron con distribución t-student, en los modelos planteados.⁶

El modelo propuesto plantea una regresión de los rendimientos diarios de cada índice accionario (r_t) sobre factores (z_t), que representan la parte inesperada de los anuncios, es decir las “sorpresas”, como se representa a continuación:

$$z_t = Z_t - E_{t-1}(Z_t) \quad (6)$$

$$r_t = E_{t-1}(r_t) + \beta_1 z_{1t} + \beta_2 z_{2t} + \sum_{i=1}^4 (\rho_{1i} z_{1t+i} + \rho_{2i} z_{2t+i}) + \delta_1 E_{t-1}(Z_{1t}) + \delta_2 E_{t-1}(Z_{2t}) + \mu_t \quad (7)$$

$$E_{t-1}(r_t) = r_0 + \alpha r_{t-1} + \phi \mu_{t-1} + \gamma \mathbf{X}_t \quad (8)$$

$$\mu_t = h_t \varepsilon_t \quad \text{donde } \varepsilon_t \sim \text{student}(0,1,\nu) \text{ i. i. d} \quad (9)$$

$$h_t^2 = f(c, h_{t-1}^2, \mu_{t-1}^2, DF_{1t}, DF_{2t}, |\mathbf{X}_t|) \quad (10)$$

⁵ En algún punto de la modelación se ensayaron los modelos TARARCH, sin embargo los modelos finales son del tipo GARCH y EGARCH, con los cuales se obtuvo una buena modelación, lográndose residuales ruido blanco, verificado a través de los correlogramas de los residuales y residuales al cuadrado.

⁶ Los modelos GARCH propuestos por Bollerslev (1986) modelan, la varianza condicional como dependiente del cuadrado de las innovaciones pasadas y también de la varianza condicional pasada. Los modelo EGARCH desarrollados por Nelson (1991) modelan el logaritmo de la volatilidad condicional, en lugar de su nivel, y permiten una adecuada representación del comportamiento asimétrico de la varianza condicional frente a innovaciones positivas y negativas.

Donde se define:

r_t : el rendimiento logarítmico del valor del índice en el cierre del día t frente al precio de cierre del día $t-1$.

z_{1t}, z_{2t} : Vector de componentes inesperadas de la Inflación y el PIB, respectivamente, calculados como la diferencia entre el vector de valores oficialmente anunciados en el día t Z_t y el vector de valores esperados de dicho anuncio en el día anterior $E_{t-1}(Z_t)$. Son cero en los días sin anuncios. (referido en las tablas como *Sorpresas IPC*, *Sorpresas PIB*)

z_{1t+i}, z_{2t+i} : Impacto en i días después, de las componentes inesperadas del anuncio de inflación y PIB, respectivamente. (*IPC_Lead*, *PIB_Lead* en las tablas)

$E_{t-1}(Z_t)$: Vector de valores esperados de los anuncios de datos económicos basados en información conocida como la del cierre de negociación del día $t-1$. (*Encuesta IPC*, *Encuesta PIB*, en las tablas)

$E_{t-1}(r_t)$: Valor esperado del rendimiento de las acciones, modelado bajo la ecuación (8) y que depende de rendimientos rezagados, media móvil y de un vector X_t .

X_t : Vector de variables de control que pueden tener influencia en el rendimiento o volatilidad de las acciones: cambio en la tasa de interés de corto plazo (Δ *Tasa Interés*), devaluación de la moneda local frente al dólar (*Devaluación*), rendimiento en dólares del índice S&P500⁷ (*Rend SP500*), efecto día de la semana, efecto mes y días festivos⁸.

μ_t : Componente de error en la predicción del rendimiento, cuya volatilidad es modelada bajo la ecuación (10).

⁷ Se consideró incorporar, en su lugar el rendimiento diario en moneda local del S&P500, sin embargo el hacerlo exagera el efecto negativo de la devaluación.

⁸ Los efectos día de la semana, mes y día festivo se representan con variables dummies. Para el día de la semana, el día omitido es el viernes y para el caso del mes, el mes omitido es diciembre.

h_t^2 : Es la volatilidad condicional, cuya forma funcional depende del modelo GARCH o EGARCH según el caso para cada país y en la cual se consideran las variables de control en valor absoluto, y una variable dummy para los días en que se presentan los anuncios del PIB y de la Inflación.

Siguiendo la hipótesis de mercados eficientes, se debe cumplir que el ajuste de los precios a los anuncios de noticias de variables macroeconómicas sea inmediato, y que toda la información disponible está incorporada en el precio de las acciones; por lo tanto los coeficientes ρ y δ deben ser no significativamente diferentes de cero.

Como se expuso en la sección II, de acuerdo con la teoría, se esperaría que el coeficiente β_1 , que corresponde a la parte inesperada del anuncio de la inflación, presente un signo negativo. En cuanto a β_2 , efecto de la parte inesperada del anuncio del PIB, la teoría es ambigua respecto al signo esperado.

Con base en lo anterior, y en lo expuesto en la sección II, los signos esperados en el modelo se resumen a continuación:

| Efecto en la Media | | Efecto en la Varianza | |
|---------------------------------------------------|-----------------------|------------------------------|-----------------------|
| Variable | Signo esperado | Variable | Signo esperado |
| Devaluación | - | Abs devaluación | + |
| Rend SP500 | + | Abs rend SP500 | + |
| Δ Tasa Interés | - | Abs Δ Tasa Interés | + |
| Sorpresa IPC (z_1) | - | Anuncio IPC | + |
| Encuesta IPC ($E_{t-1}(Z_1)$) | No Significativo | Anuncio PIB | + |
| IPC_Lead (días después del anuncio) (z_{1+i}) | No Significativo | | |
| Sorpresa PIB (z_2) | Ambiguo | | |
| Encuesta PIB ($E_{t-1}(Z_2)$) | No Significativo | | |
| PIB_Lead (días después del anuncio) (z_{2+i}) | No Significativo | | |

Se considera un modelo alternativo de los rendimientos y volatilidades de los mercados accionarios, que presenta algunas variaciones frente al modelo original. En primer lugar se pone a prueba si los mercados accionarios anticipan el anuncio de la inflación y el PIB, teniendo en cuenta los valores de sorpresa de ambas variables hasta por cuatro días anteriores al anuncio (*IPC_Lag*, *PIB_Lag*). Adicionalmente se busca medir el impacto del anuncio en la volatilidad no sólo en el día mismo del anuncio sino en los días anterior y posterior (*Anuncio IPC Lag*, *Anuncio IPC Lead*, *Anuncio PIB Lag*, *Anuncio PIB Lead*). Finalmente se estima el efecto tanto de las sorpresas positivas como las negativas en ambas variables macroeconómicas (*Anuncio IPC Pos*, *Anuncio IPC Neg*, *Anuncio PIB Pos*, *Anuncio PIB Neg*). Se entiende como sorpresa positiva, con respecto a la inflación, aquella donde el valor anunciado de la inflación es inferior al valor esperado y con respecto al PIB, cuando el valor anunciado de este es superior al valor esperado.

SERIES DE DATOS

El presente estudio se llevó a cabo para los mercados accionarios de seis países Latinoamericanos: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú⁹. Las series de datos utilizados fueron: valor de cierre de índice accionario, tasa de interés de corto plazo, tasa de cambio con relación al dólar, valor transado en moneda local, valor de cierre del índice accionario S&P500, en frecuencia diaria, y series de los anuncios macroeconómicos y valores esperados de inflación y PIB en frecuencia mensual y trimestral, respectivamente. La totalidad de series fueron tomadas de Bloomberg¹⁰. La disponibilidad de las series de

⁹ Se consideran estos seis países por la importancia de sus economías para América Latina. Inicialmente se contempló incluir a Venezuela dentro de la muestra de países, sin embargo dada la inconsistencia y falta de datos no fue posible incluirlo.

¹⁰ La serie del índice accionario tomada de Bloomberg fue sometida a un proceso de limpieza, que consistió en el cálculo de la correlación con otros índices del mismo país. Para todos los casos las correlaciones fueron cercanas a 1. Adicionalmente se comparó esta serie con la tomada de otras fuentes en cuyo caso las diferencias no podían superar el 5% y en el caso que se presentara se procedió a evaluar la posibilidad de que se tratara de un error en el dato. Por otro lado las series de la tasa de interés y la tasa de cambio fueron revisadas mediante comparándolas con series de diferentes fuentes.

anuncios de Inflación y PIB limitaron los periodos de tiempo de estudio en todos los países. La tabla 1 muestra para cada país el índice accionario utilizado, el periodo de tiempo analizado y la tasa de interés empleada. Ver en el anexo 1 un ejemplo de la información de anuncios macroeconómicos en Bloomberg.

Realizando una primer prueba de estacionariedad sobre las series, fue necesario realizar transformaciones sobre las mismas: se tomaron los rendimientos logarítmicos de cada índice accionario y del S&P500, la primera diferencia de la tasa de interés, el cambio logarítmico de la tasa de cambio (devaluación) y el logaritmo del valor transado.¹¹

La selección de los índices accionarios fue basada en la representatividad del mismo dentro del mercado de cada país. Para el caso de Perú, se seleccionó el ISP-15, el cual mide el comportamiento de las acciones más negociadas de empresas locales, y considera únicamente compañías que registren la mayor parte de sus actividades en el Perú, por lo cual debería estar más relacionado con el comportamiento de la economía peruana.

Dentro del proceso de modelación de los rendimientos, para los casos de Argentina, Chile, Colombia y México, se encontró que era necesario modelar separadamente los rendimientos de estos países en dos periodos de tiempo. Para el caso de Argentina la partición de la serie se hace alrededor de la llamada “Crisis del Corralito”, desde el 1-Nov-2001 hasta el 30-Dic-2002. En el caso de Colombia, la separación se da entre el 1 de Mayo y el 3 de Julio del 2006, asociado a una aguda crisis en los mercados de capitales. Por su parte, en Chile y México fue necesario dividir las series en torno al inicio de la crisis hipotecaria de Estados Unidos en Agosto del 2007.¹²

¹¹ Se realizaron pruebas de Dickey-Fuller Aumentado y Philipps Perron para comprobar la estacionariedad de las series. (Enders, 1995).

¹² Se comprobó mediante pruebas de cambio estructural (Chow Test) la necesidad de dividir las series,.

| PAIS | INDICE | RANGO | TASA DE INTERES |
|-----------|---------|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------|
| Argentina | MERVAL | Periodo I: Antes del corralito [01-Jun-1999 - 31-Oct-2001] Periodo II: Después del corralito [02-Ene-2003 - 30-Dic-2008] | Tasa de interés de corto plazo |
| Brasil | BOVESPA | [28-Oct-2004 - 30-Dic-2008] | Índice de préstamo Interbancario |
| Chile | IPSA | Periodo I: Antes de la crisis mundial [22-May-2003 - 31-Jul-2007] Periodo II: Después de la crisis mundial [1-Ago-2007 - 30-Dic-2008] | Tasa deposito a 90 días indexadas a la inflación |
| Colombia | IGBC | Periodo I: Antes de la crisis [1-Ago-2003 - 30-Abr-2006] Periodo II: Después de la crisis [4-Jul-2006 - 30-Dic-2008] | Tasa interbancaria |
| México | MEXBOL | Periodo 1: Antes de la crisis mundial [9-Ene-2002 - 31-Jul-2007] Periodo 2: Después de la crisis mundial [1-Ago-2007 - 30-Dic-2008] | Tasa interbancaria 28 Días |
| Perú | IPS15 | [15-Ago-2003 - 30-Dic-2008] | Tasa interbancaria |

Serie de Inflación y PIB

Bloomberg entrega, tanto para la inflación como para el PIB, el dato oficial anunciado, (tomado como Z_t) y el promedio de una encuesta de expectativas (tomado como $E_{t-1}(Z_t)$) al igual que la fecha y hora del anuncio respectivo. De esta manera, para determinar el día en el cual se tomaría el impacto de la sorpresa, se verificó si la hora del anuncio estaba dentro del horario de operación de cada bolsa. En caso contrario se asume que el impacto sobre el mercado accionario se daría en el día siguiente. En el anexo 1 se presenta un ejemplo de la información suministrada por Bloomberg

IV. ANALISIS DE LOS RESULTADOS

En esta sección se presentan y discuten los resultados del estudio. En una primera parte se muestran los resultados obtenidos del primer modelo econométrico definido en las ecuaciones (7) y (8), con el cual se estima el impacto de los anuncios de las variables macroeconómicas tanto en el rendimiento de los índices accionarios, como en la volatilidad. Como se mencionó en la descripción de los datos para Argentina, Chile, Colombia y México fue necesario dividir la serie en dos periodos de tiempo, con lo cual se tiene un total de diez regresiones, cuyos resultados se resumen en la Tabla 1. Se consideraron modelos tipo GARCH e EGARCH y se incluyeron efectos AR y MA necesarios para lograr residuales ruido blanco en los residuales.

Efecto de las variables de control

Revisando en primer lugar el signo de las variables de control incluidas, encontramos que la devaluación presenta un coeficiente negativo y significativo al 5% para cinco de las diez regresiones. Se excluye la variable devaluación en el caso de Argentina antes del corralito debido al régimen de paridad cambiaria con el dólar. En general, estos resultados apoyan la hipótesis de una relación inversa entre el rendimiento de las acciones y la tasa de cambio propuesta por Branson (1983), la cual plantea que rendimientos positivos hacen más atractivo el mercado accionario para los inversionistas extranjeros ocasionando mayor ingreso de flujos y por ende una revaluación de la moneda local.

Por su parte, el efecto de los rendimientos del S&P500 es positivo y significativo en todos los casos, excepto para Colombia antes de la crisis del 2006. Este es un resultado esperado y que confirma una correlación cada vez más alta de los mercados latinoamericanos y el mercado de Estados Unidos, como lo afirman Benelli y Ganguly (2007). Los coeficientes obtenidos son consistentes con los resultados del estudio de Lucey y Zhang, (2007), donde Colombia es uno de los países con más baja correlación con el mercado americano, mientras que México y Brasil presentan mayor dependencia.

Un resultado no esperado, fue el encontrado con la tasa de interés, la cual solo resultó ser significativa, pero con signo positivo, para el caso de Chile II. Estos resultados no soportan la hipótesis teórica de una relación inversa entre estas variables.

En la Tabla 2 se presentan los resultados del modelo alternativo, en el cual los resultados de los coeficientes de las variables de control son cualitativamente similares a los del modelo original.

Efecto de los anuncios de la Inflación sobre el rendimiento

Analizando las variables de interés del presente estudio, se encuentra que el efecto de la sorpresa de la inflación (z_1) sobre el rendimiento accionario es significativo al 10% de forma negativa sólo para Colombia II del 2006 y Perú, consistente con la hipótesis prevista. Además los resultados son significativos económicamente; los coeficientes de z_1 en Colombia II y Perú, permiten inferir que ante un 1% de sorpresa en la inflación el índice del mercado accionario disminuye 0.3% y 0.2%, respectivamente, análisis que se muestra en la Tabla 3. En el caso de Colombia, los resultados diferentes en los períodos I y II parecen estar asociados al hecho de que en el período I se cumplieron las metas de inflación objetivo del Banco Central, pero no así en el II (Banco de la República, 2007). Consistente con la explicación de Pearce y Roley (1985) es de esperarse que el Banco Central reaccione con una política restrictiva cuando no se cumplen las metas de inflación, lo cual tiene efectos negativos en las utilidades esperadas de las empresas.

Por su parte, Chile antes de la crisis del 2007 presenta una relación positiva significativa al 5%. Este resultado opuesto a la hipótesis planteada y para lo cual no se encuentra un sustento satisfactorio, ya que, para dicho período, Chile muestra una tendencia creciente de la inflación y de la tasa de interés, la cual debería estar asociada con reducciones en los precios del mercado accionario. Sin embargo la significancia de esta relación desaparece para Chile II, periodo en el cual se presenta un proceso de estanflación, atribuido no sólo a las condiciones económicas externas, sino en gran medida al mayor gasto del gobierno de Chile en los últimos años (Acuña, 2008)

La no significancia de la sorpresa de la inflación en Argentina, puede ser atribuida a la poca credibilidad de este dato. Entidades como el Fondo Monetario Internacional y analistas del mercado han cuestionado la veracidad de la inflación publicada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (Indec) (Portafolio, 2009). Las medidas adoptadas por el gobierno con el objetivo de controlar la inflación, tal como la prohibición de aumentar los precios de determinados bienes, han sido cuestionadas por los fuertes desequilibrios en los precios relativos que generan. En particular, el Centro de Estudios y Servicios de la Bolsa de Comercio de Santa Fe (2006) reporta la existencia de una inflación paralela en Argentina ya que mientras los bienes y servicios regulados presentan una desaceleración o estancamiento de sus precios, los no regulados aumentan a tasas elevadas.

México, por su parte, ha presentado una inflación estable en el periodo del 2001 al 2007, manteniéndose en un dígito (Fundación Rafael Preciado Hernández, 2009). La no significancia de la sorpresa de la inflación puede ser consecuencia de dicha estabilidad, la cual a su vez proporciona al mercado una mayor certeza en la estimación del pronóstico de la inflación. Algo similar puede afirmarse de Brasil, país en el cual se presentó inflación de un solo dígito en el período de estudio, y se cumplió la meta de inflación dentro de la banda prevista por el Banco Central en 4 de los 5 años (Banco Central do Brasil, 2009).

Revisando los resultados implicados por la eficiencia de mercado, en el día del anuncio y la sorpresa del IPC en los días posteriores (*IPC_Lead*) todos los países muestran algún grado de ineficiencia, con excepción de Brasil y Colombia después de la crisis del 2006. Por una parte, el coeficiente de *Encuesta IPC* ($E_{t-1}(Z_1)$) es significativo el día del anuncio para Chile II y Perú. Por otro lado la variable de sorpresa del IPC es significativa hasta en los tres días siguientes al anuncio (*IPC_lead*) para Argentina en los dos periodos de estudio, y para Colombia, México y Chile en los periodos I.

El modelo alternativo, Tabla 2, que permite poner a prueba si los mercados accionarios anticipan el anuncio de la inflación, muestra que las variables de la sorpresa del IPC en días anteriores (*IPC_lag*) son significativas en cuatro casos: los dos de Colombia, Argentina II y Perú. Hay dos explicaciones alternativas para este resultado: por un lado es posible que un

cierto número de agentes del mercado anticipen de manera efectiva el dato de la inflación observando la información pública disponible, y no lo reflejen en la encuesta de Bloomberg. De otro lado, existe la posibilidad de que el dato de la inflación se filtre de la entidad encargada antes del anuncio, en lo que se constituiría un caso de uso de información privilegiada ("Insider Trading")¹³. Los resultados del modelo no nos permiten diferenciar entre estas dos explicaciones alternativas.

Efecto de los anuncios del PIB sobre el rendimiento

En cuanto al PIB, la sorpresa de su anuncio (z_2) sólo resulta ser significativa y negativa al 10% para Chile I. Su efecto económico implica que frente a una sorpresa del PIB del 1%, el rendimiento del mercado accionario chileno disminuye en 0.24% (Tabla 3). Esta relación parece ser explicada por el período de inflación y tasas de interés crecientes, y PIB decreciente en los años 2004 a 2007. De esta forma, una sorpresa positiva (negativa) del PIB pudo ser asociada por los agentes con tasas de interés crecientes (decrecientes), llevando a la relación negativa reportada, una de las posibilidades teóricas planteadas por Bartolini, Golberg y Scarny (2008). Ahora bien, para Chile II, el modelo alternativo (tabla 2) refleja una relación positiva entre la sorpresa del PIB (z_2) y los rendimientos del mercado. En este período parece predominar el efecto directo de los aumentos (reducciones) inesperados del PIB en mayores (menores) expectativas de crecimientos de las utilidades.

Una posible explicación para que la sorpresa del PIB resulte ser no significativa en la mayoría de los países analizados son los efectos opuestos de esta variable sobre las utilidades esperadas de las empresas y sobre la expectativa de la tasa de interés, como lo exponen Bartolini, Golberg y Scarny (2008). De hecho, en el caso de Estados Unidos, Flannery y Protopapadakis (2002) no la encuentran significativa en un modelo similar. Otra

¹³ En Colombia se reportó un caso de Insider Trading con el dato de la inflación en el año 2003, según lo emitido en boletín de noticias N° 349 de la Procuraduría General de la Nación (http://www.procuraduria.gov.co/html/noticias_2006/noticias_349.htm)

explicación para este efecto es que el dato del PIB es probablemente más predecible que otras variables económicas, como por ejemplo la inflación¹⁴.

Por otra parte la eficiencia de mercado implica la no significancia de la encuesta del PIB ($E_{t-1}(Z_2)$) y del impacto de la sorpresa en días posteriores al anuncio ($\text{PIB_Lead } z_{2,t+i}$). En este sentido los resultados de la tabla 1 reflejan ineficiencia en el caso de Argentina I, Chile I, Brasil y Perú, presentándose ajustes en los precios de las acciones hasta 4 días después del anuncio. Con relación a la posible anticipación del dato del PIB, el modelo alternativo (tabla 2), indica que solo se presenta en el caso de Colombia I.

Tomando en conjunto los resultados presentados en las tablas 1 y 2, se encuentra que el mercado accionario más eficiente es el de Brasil, ya que presenta la menor evidencia de ineficiencias alrededor de los anuncios macroeconómicos estudiados. Ahora bien, claramente la Bolsa de Sao Paulo es el mercado más desarrollado en Latinoamérica y uno de los mayores mercados emergentes. En efecto, es mayor que la suma de los demás mercados en estudio en volumen transado, y la de mayor capitalización bursátil, en todos los años de estudio, tal como se presenta en los anexos 2 y 3.

Efecto de los anuncios en la volatilidad

Para revisar los efectos de los anuncios en la volatilidad, se parte de la teoría de valoración de activos que implica que las volatilidades de las variables macroeconómicas, en tanto en que son fuentes de riesgo sistémico, deben incrementar la volatilidad de los mercados accionarios. La evidencia empírica de este estudio, en los paneles inferiores de las tablas 1 y 2, muestra que la volatilidad de la devaluación incrementa la volatilidad del mercado accionario en cinco de los seis países, siendo Colombia la excepción. Por su parte la volatilidad del S&P500 incrementa la volatilidad en todos los mercados accionarios. Esta evidencia, soporta la tesis de que tanto la devaluación como los rendimientos

¹⁴ El dato del PIB se publica trimestralmente, mientras que el IPC es mensual. Además, la tendencia del PIB podría inferirse con base en variables macroeconómicas que se publican con mayor frecuencia, como el mismo IPC, el Índice de Precios al Productor, las ventas industriales, la producción industrial, el desempleo, entre otras.

internacionales son considerados factores de riesgo macroeconómicos valorados en los mercados Latinoamericanos, similar a lo hallado por Hassan, Taher y Akhter (2006) para el mercado accionario de Bangladesh.

El impacto de las variables de interés, anuncio de la inflación (DF_1) y anuncio del PIB (DF_2), en la volatilidad del mercado, muestra un incremento de la misma ante un anuncio de la inflación para el caso de Colombia I y en Perú, consistente con lo esperado. Por el contrario, para el caso de Argentina I la volatilidad disminuye en los días de anuncio de la inflación. Consistente con los resultados de la media, el dato de inflación parece tener credibilidad en Perú y en Colombia y poca credibilidad en Argentina.

En cuanto al anuncio del PIB (DF_2), aunque se esperaría que incremente la volatilidad del índice accionario, los resultados en la tabla 1 tienden a mostrar lo contrario. Para cuatro de los seis países la volatilidad disminuye en los días de dichos anuncios, en línea con los hallazgos del estudio de Flannery y Protopapadakis (2002) y a lo cual no encontraron una explicación satisfactoria. Se propone, como posible explicación, que esta menor volatilidad refleja la mayor capacidad del mercado de predecir el dato del PIB, con base en otras variables macroeconómicas¹⁵.

V. CONCLUSIONES

Este artículo presenta evidencia empírica sobre el efecto de los anuncios macroeconómicos en los seis mercados accionarios más representativos de America Latina: Argentina, Brazil, Chile, Colombia, México y Perú. La estrategia econométrica propuesta permite medir el efecto de dichos anuncios sobre los rendimientos y volatilidad en frecuencia diaria. Los resultados se contrastan con las implicaciones de los modelos teóricos y hallazgos empíricos de la literatura.

¹⁵ Ver nota al pie No. 17.

La evidencia empírica desarrollada en este trabajo muestra que los rendimientos accionarios de los países latinoamericanos son más sensibles a los anuncios de la inflación que a los anuncios del PIB. La significancia de la sorpresa de la inflación se presenta en los mercados de menor tamaño, Colombia y Perú, con un efecto inverso en el rendimiento, en línea con lo que plantea la teoría. De otro lado, los anuncios de inflación incrementan la volatilidad en Colombia y Perú, pero la disminuyen en Argentina. Presumiblemente estos resultados son debidos a un mayor efecto en los mercados del dato de la inflación en Colombia y Perú, en contraste con otros países de inflación más controlada o menos confiable.

En relación a los anuncios del PIB, sólo se encontraron efectos en Chile, pero con resultados contradictorios para dos períodos diferentes. En general, y consistente con las explicaciones teóricas y lo reportado en otras economías, la sorpresa del PIB no parece tener un efecto definido sobre el mercado accionario. De otro lado los anuncios del PIB disminuyen la volatilidad en cuatro de los seis mercados, resultado paradójico que ya había sido reportado para el mercado de Estados Unidos.

El modelo empleado también permite poner a prueba la eficiencia semifuerte de los mercados en cuanto a dichos anuncios. En todos los países latinoamericanos se presenta algún grado de ineficiencia, debido a que las sorpresas tanto de la inflación como del PIB son significativas hasta cuatro días después de su anuncio. Más aún, en tres países se reporta un efecto de la sorpresa del IPC en los rendimientos hasta cuatro días antes del anuncio, lo que puede interpretarse como una violación de la eficiencia fuerte, por la presunta filtración de dicho dato en los mercados antes de su anuncio oficial.

Los modelos, además, permiten confirmar los efectos de otras variables macroeconómicas sobre los rendimientos y la volatilidad que han sido reportados por la literatura. En particular se encontró un efecto negativo de la devaluación y uno positivo del rendimiento del S&P500 en los rendimientos de los mercados estudiados, así como efectos positivos de sus volatilidades sobre la volatilidad del mercado. Esta evidencia presenta a ambas

variables como factores de riesgo en los mercados accionarios latinoamericanos. Se deja para futuras investigaciones, un estudio más formal de este hallazgo. Así mismo, se considera de interés una exploración formal de los efectos de causalidad entre los mercados accionarios y cambiarios de Latinoamérica.

Claramente, la especulación en los anuncios macroeconómicos en los mercados latinoamericanos es una actividad altamente riesgosa, por una variedad de factores: a) en la mayoría de los casos los mercados no reaccionan de una manera definida a las sorpresas en los anuncios; b) los mercados tienden a hacerse más volátiles en los días de anuncios de la inflación; y c) parece haber alguna anticipación o filtración del valor oficial antes de su anuncio formal.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Acuña, A. (2008). Columna de Opinión: Expansión del Gasto Público e Inflación: Cuán fuerte es la relación? Recuperado el 27 de Junio de 2009 de http://www.face.ubiobio.cl/-aacuna/extension/columna03_aacunad.pdf

Adams, G.; McQueen, G. and Wood, R. (2004). The Effects of inflation news on high frequency stock returns. *Journal of Business*. Vol 77. N° 3. Pág. 547-574.

Adam A. M. and Tweneboah G. (2008). Macroeconomic Factors and Stock Market Movement: Evidence from Ghana. Manuscrito no publicado. University of Leicester - School of Management.

Ali, S. et al (2007). Impact of Macroeconomic Announcements on the Stock Prices: An Empirical Study on the Pakistani Stock Market. *The Business Review*, Cambridge. Vol 9 N° 1. Pág. 281-288.

Amihud, Y. (1996) Unexpected Inflation and Stock Returns Revisited – Evidence from Israel. *Journal of Money, Credit, and Banking*. Vol 28, N°1. Pág 23-33.

Banco Central Do Brasil (2009). Histórico de Metas para a Inflação no Brasil. Recuperado el 25 de Julio de 2009 de <http://www.bcb.gov.br/Pec/metas/TabelaMetaseResultados.pdf>

Banco de la República (2007). Publicaciones Revistas e Informes. Informes sobre Inflación. Recuperado el 25 de Julio de 2009 de http://www.banrep.gov.co/publicaciones/jd_info_Infla.htm#2007

Bartolini, L., Goldberg, L. and Sacarny, A (2008). How Economic News Moves Markets. *Current Issues in Economics and Finance*. Vol. 14 No 6. Pág 1-7.

Benelli, R. and Ganguly, S. (2007). Financial Linkages Between the United States and Latin America Evidence from Daily Data. Manuscrito no publicado IMF N°07/262.

Bodie, Z.; Kane, A. and Marcus, A. (2005). *Investments*. 6th Ed. McGraw-Hill. 370-373, 608-613, 636-638

Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* Vol. 31, Pág. 307-327

Branson, W. H., (1983). Macroeconomic Determinants of Real Exchange Risk. *Managing Foreign Exchange Risk*, R. J. Herring ed., Cambridge University Press, Cambridge, MA.

Castanias, R.P (1979). Macroinformation and the variability of stock market prices. *Journal of Finance*. Vol 34 N°2. Pág. 465-469.

Centro de Estudios y Servicios Bolsa de Comercio de Santa Fe (2006). Los Controles de precios y la inflación en Argentina

Chen, N., Roll, R. and Ross, S. A. (1986) Economic Forces and Stock Market. The Journal of Business. Vol. 59 No 3. Pág. 383-403.

Dornbusch, R. and S. Ficher. (1980), "Exchange Rates and the Current Account," American Economic Review. Vol 7, N°5. Pág 960-971.

Elton, E. and Gruber, M. (2006). Modern Portafolio Theory and Investment Analysis. 5th Ed. New York: Wiley and Sons. 402-404.

Enders, W. (1995). Applied Econometric Time Series. Iowa State University, John Wiley & Sons, Inc.

Fabozzi, F (2004). Short selling: strategies, risks, and rewards. John Wiley and Sons. Pág. 328-331.

Fama, E. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. The Journal of Finance. Vol. 25 No 2. Pág. 353-417.

Flannery, M.J. and Protopapadakis, A. A. (2002). Macroeconomic Factor Do Influence Aggregate Stock Return. Review of Financial Studies. Vol 15, Pág.751-782.

Frankel, J. A., (1983). Monetary and Portfolio-balance Models of Exchange Rate Determination. Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates, J. S. Bhandari and B. H. Putnam ed., MIT Press, Cambridge, MA.

Fundación Rafael Preciado Hernández (2009). Los impactos de la crisis en la inflación en México. Papeles para la reflexión. Año II, número LIII. Febrero de 2009.

Golaka C N. and G P Samanta. (2003). Relationship Between Exchange Rate and Stock Prices in India – An Empirical Analysis. Manuscrito no publicado.

Gordon, Mylon (1962). The investment, Financing and valuation of the corporation Homewood I11: Richard D.

Hassan S., Taher, A, and Akhter M. (2006). Does Predicted Macroeconomic Volatility Influence Stock Market Volatility? Evidence from the Bangladesh Capital Market. Manuscrito no publicado.

Lucey, B. y Zhang, Q. (2007). Integration Analysis of Latin American Stock Markets 1993-2007. Manuscrito no publicado NBER N°0801.

Muller, A. and Verschoor, W. F.C. (2007). Asian Foreign Exchange Risk Exposure. Journal of the Japanese and International Economies. Vol 21 Issue 1. Pag 16-37.

Nelson, D. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica*, Vol. 59, Pág. 347-370

Omran, M. (2003). Time Series Analysis of the Impact of Real Interest Rates on Stock Market Activity and Liquidity in Egypt: Co-integration and Error Correction Model Approach. *International Journal of Business*, Vol. 8, No. 3. Pág 360-374.

Pearce, D. K. and Roley, V.V. (1985). Stock Prices and economic news. *The Journal of Business*. Vol. 58 No 1. Pág. 49-66.

Portafolio, 2009. FMI no cree en Cifras de IPC de Argentina. www.portafolio.com.co (24 de Abril de 2009)

Rozo, P. y Rojo, C.A. (2008). El Impacto De Las Tasas De Interés Internas En El Mercado Accionario Colombiano En El Periodo 2001 – 2006. Manuscrito no publicado Universidad de la Salle. Colombia.

Sadegi M. (1992). Stock Market Response to Unexpected Macroeconomic News: The Australian Evidence. Manuscrito no publicado IMF N°92/61.

Schwert, G. W. (1981). The Adjustment of Stock Prices to Information About Inflation. *The Journal of Finance*. Vol 36 N°1. Pág. 15-29.

Tabla 1: Efectos de los anuncios macroeconómicos (Inflación y PIB) y variables de control sobre el rendimiento y la volatilidad

| VARIABLES | PAIS | ARGENTINA | | | | BRASIL | | CHILE | | | |
|-------------------------------------------------|------------------|---------------------|---------------|-----------------------|---------------|-------------|---------------|-------------------------|---------------|---------------------------|---------------|
| | | Antes del corralito | | Despues del corralito | | Coeficiente | Significancia | Antes de la crisis 2007 | | Despues de la crisis 2007 | |
| | | Coeficiente | Significancia | Coeficiente | Significancia | | | Coeficiente | Significancia | Coeficiente | Significancia |
| Media | | | | | | | | | | | |
| Devaluación | - | - | | -0.206857 | ** | -0.593242 | ** | -0.030958 | | -0.221001 | ** |
| Rend SP500 | + | 0.650045 | ** | 0.694659 | ** | 0.97064 | ** | 0.435448 | ** | 0.398817 | ** |
| Δ Tasa Interes | - | -0.000167 | | 0.000438 | | 0.003266 | | -0.001558 | | 0.00981 | ** |
| Sorpresa IPC | - | -0.835277 | | 0.340516 | | 1.571206 | | 1.132858 | ** | 1.079066 | |
| Encuesta IPC | No Significativo | -0.986314 | | -0.154447 | | 0.041005 | | -0.206874 | | -0.896706 | ** |
| IPC_Lead | No Significativo | 4.320168 | ** | -1.279622 | ** | - | | 0.853735 | * | - | |
| | | Lead(1) | | Lead(1) | | | | Lead(1) | | | |
| | | -7.879149 | * | -2.208722 | ** | | | 1.151669 | ** | | |
| | | Lead(3) | | Lead(3) | | | | Lead(2) | | | |
| Sorpresa PIB | Ambiguo | 0.180244 | | -0.086083 | | -0.463131 | | -1.772983 | * | -0.203562 | |
| Encuesta PIB | No Significativo | -0.229719 | | 0.027605 | | 0.029596 | | 0.03196 | | 0.068078 | |
| PIB_Lead | No Significativo | -1.684978 | ** | - | | -0.918249 | ** | 2.052495 | ** | - | |
| | | Lead(2) | | | | Lead(3) | | Lead(4) | | | |
| AR | | - | | | 3 | | 1 | | - | | 1 |
| MA | | 1 | | - | | - | | 1 | ** | - | - |
| Varianza | | | | | | | | | | | |
| Abs devaluación | + | - | | 10.99491 | ** | 8.456501 | ** | 0.000777 | * | 54.89281 | ** |
| Abs rend SP500 | + | -2.89E-03 | | 3.958629 | ** | 6.784306 | * | 0.000708 | * | 10.17121 | |
| Abs Δ Tasa Interes | + | 6.30E-06 | | -0.045564 | | 0.433553 | | 6.26E-08 | | -0.015884 | |
| Anuncio IPC | + | -2.20E-04 | ** | 0.105101 | | -0.206864 | | 5.46E-06 | | -0.403509 | |
| Anuncio PIB | + | -0.000263 | ** | 0.221484 | | 0.252031 | | -2.69E-05 | ** | -1.907137 | * |
| Modelo | | GARCH(1,1) | | EGARCH(1,1) | | EGARCH(1,1) | | GARCH(1,1) | | EGARCH(0,1) | |
| Efecto asimetria | | - | | SI | | SI | | | | SI | |
| R ² | | 0.21462 | | 0.328855 | | 0.596158 | | 0.212294 | | 0.4027 | |
| Durbin-Watson | | 1.943032 | | 1.975879 | | 2.067216 | | 2.00445 | | 2.125393 | |
| N° Observaciones incluidas Despues de ajuste | | 599 | | 1488 | | 1027 | | 1050 | | 347 | |

Significancia estadística al 10% (*) y 5% (**)

Tabla 1 (cont.): Efectos de los anuncios macroeconómicos (Inflación y PIB) y variables de control sobre el rendimiento y la volatilidad

| VARIABLES | PAIS | COLOMBIA | | | | MEXICO | | | | PERU | |
|-------------------------------------------------|------------------|-------------------------|---------------|--------------------------|---------------|-------------------------|---------------|---------------------------|---------------|-------------|---------------|
| | | Antes de la Crisis 2006 | | Depues de la crisis 2006 | | Antes de la crisis 2007 | | Despues de la crisis 2007 | | Coeficiente | Significancia |
| | | Coeficiente | Significancia | Coeficiente | Significancia | Coeficiente | Significancia | Coeficiente | Significancia | | |
| | Signo esperado | | | | | | | | | | |
| Media | | | | | | | | | | | |
| Devaluación | - | 0.070102 | | 0.071707 | | -0.123862 | ** | -0.189459 | | -0.407305 | ** |
| Rend SP500 | + | 0.020516 | | 0.285602 | ** | 0.669677 | ** | 0.717767 | ** | 0.230404 | ** |
| Δ Tasa Interes | - | 0.003671 | | -0.006253 | | -0.000216 | | -0.01476 | | -0.000239 | |
| Sorpresa IPC | - | -0.373846 | | -1.671379 | * | -1.199109 | | 0.578116 | | -1.173052 | * |
| Encuesta IPC | No Significativo | 0.115274 | | 0.280388 | | -0.090903 | | -0.045715 | | 1.151296 | ** |
| IPC_Lead | No Significativo | 1.725879 | * | - | | 2.211635 | * | -13.63516 | * | - | |
| | | Lead (3) | | | | Lead(1) | | Lead(2) | | | |
| | | | | | | 3.066155 | * | -12.42425 | * | | |
| | | | | | | Lead(3) | | Lead(3) | | | |
| Sorpresa PIB | Ambiguo | -0.020973 | | 0.416139 | | -0.084546 | | 0.144239 | | -0.050536 | |
| Encuesta PIB | No Significativo | 0.011666 | | -0.020692 | | 0.026166 | | 0.086745 | | 0.02494 | |
| PIB_Lead | No Significativo | - | | - | | - | | - | | -0.121543 | ** |
| | | | | | | | | | | Lead(1) | |
| AR | | 1 | | 1 | | 3 | | - | | 1 | |
| MA | | - | | - | | - | | - | | - | |
| Varianza | | | | | | | | | | | |
| Abs devaluación | + | -0.000826 | | 13.99391 | | 2.23E-03 | ** | 39.0925 | ** | 23.26163 | ** |
| Abs rend SP500 | + | -0.001196 | | 16.67353 | ** | 0.001082 | ** | 10.67199 | | 10.10829 | ** |
| Abs Δ Tasa Interes | + | -1.79E-05 | | 1.292652 | | -2.58E-05 | * | -2.298003 | | 1.07948 | ** |
| Anuncio IPC | + | 5.63E-05 | * | -0.176126 | | 6.96E-06 | | -0.543318 | | 0.36384 | * |
| Anuncio PIB | + | -3.53E-05 | ** | -0.44637 | | -3.74E-05 | ** | -2.205499 | ** | 0.255052 | |
| Modelo | | GARCH(1,1) | | EGARCH(1,1) | | GARCH (1,1) | | EGARCH(1,1) | | EGARCH(1,1) | |
| Efecto asimetria | | - | | SI | | | | SI | | NO | |
| R ² | | 0.177151 | | 0.222383 | | 0.390563 | | 0.624727 | | 0.149338 | |
| Durbin-Watson | | 1.899875 | | 2.02752 | | 1.911107 | | 2.07429 | | 1.942988 | |
| N° Observaciones incluidas Despues de ajuste | | 666 | | 602 | | 1402 | | 353 | | 1339 | |

Significancia estadística al 10% (*) y 5% (**)

Tabla 2: Modelo alternativo: Efectos de los anuncios macroeconómicos (Inflación y PIB) y variables de control sobre el rendimiento y la volatilidad

| VARIABLES | PAIS | ARGENTINA | | | | BRASIL | | CHILE | | | | |
|-------------------------------------------------|------------------|----------------|---------------------|---------------|-----------------------|---------------|-------------|---------------|--------------------|---------------|----------------------|---------------|
| | | Signo esperado | Antes del corralito | | Despues del corralito | | Coeficiente | Significancia | Antes de la crisis | | Despues de la crisis | |
| | | | Coeficiente | Significancia | Coeficiente | Significancia | | | Coeficiente | Significancia | Coeficiente | Significancia |
| Media | | | | | | | | | | | | |
| Devaluación | - | - | | -0.189966 | * | -0.589775 | ** | -0.035737 | | -0.3183810 | ** | |
| Rend SP500 | + | 0.545053 | ** | 0.695586 | ** | 0.975607 | ** | 0.443107 | ** | 0.4113850 | ** | |
| Δ Tasa Interes | - | -0.000114 | | 4.73E-05 | | 0.003031 | | -0.0013630 | | 0.0098600 | ** | |
| Sorpresa IPC | - | -0.840891 | | 0.504843 | | 1.579621 | | 1.1751110 | * | 1.5581360 | | |
| Encuesta IPC | No significativo | -0.854458 | | -0.135499 | | 0.142965 | | -0.5308660 | * | -1.3154250 | ** | |
| IPC_Lag | No significativo | - | | 1.701328 | ** | - | | - | | - | | |
| | | | | Lag(-2) | | | | | | | | |
| Sorpresa PIB | Ambiguo | 0.100815 | | 0.066696 | | -0.544568 | | -2.1555890 | | 4.4629390 | ** | |
| Encuesta PIB | No significativo | -0.179975 | | 0.02839 | | -0.000502 | | 0.054839 | | -0.2699390 | ** | |
| PIB_Lag | No significativo | - | | - | | - | | - | | - | | |
| AR | | - | | 3 | | - | | - | | 1 | | |
| MA | | 1 | | - | | - | | 1 | | - | | |
| Varianza | | | | | | | | | | | | |
| Abs devaluación | + | - | | 8.176386 | ** | 15.46082 | ** | 4.69E-04 | | 60.516770 | ** | |
| Abs rend SP500 | + | -0.002441 | | 3.068094 | ** | 10.51221 | ** | 5.93E-04 | | 13.226250 | * | |
| Abs Δ Tasa Interes | + | 2.62E-06 | | -0.027958 | | 0.699085 | | -5.22E-06 | | -0.302350 | | |
| Anuncio IPC Lead | + | -5.59E-05 | | 0.23097 | | 0.058427 | | -7.66E-06 | | -0.364697 | | |
| Anuncio IPC Lag | + | -0.000216 | ** | -0.213716 | | -0.069563 | | -2.36E-07 | | -0.485469 | | |
| Anuncio IPC Neg | + | -0.000153 | | 0.026321 | | -0.356557 | | -9.02E-06 | | -0.787745 | | |
| Anuncio IPC Pos | + | -0.000159 | | -0.091696 | | -0.019029 | | 9.23E-06 | | 1.208679 | | |
| Anuncio PIB Lead | + | -0.000188 | | 0.073473 | | -0.044373 | | 2.52E-05 | | -0.152250 | | |
| Anuncio PIB Lag | + | -0.000169 | | -0.178301 | | 1.034667 | ** | -3.19E-05 | ** | 2.045144 | | |
| Anuncio PIB Neg | + | -0.000187 | | 0.283838 | | -0.82414 | | -6.48E-05 | ** | 1.594733 | | |
| Anuncio PIB Pos | + | -0.000125 | | 0.234766 | | -0.347608 | | -2.80E-05 | | -16.380960 | ** | |
| Modelo | | GARCH(1,1) | | EGARCH(1,1) | | EGARCH(1,1) | | GARCH(1,1) | | EGARCH(0,1) | | |
| Efecto asimetria | | - | | SI | | NO | | | | SI | | |
| R ² | | 0.195709 | | 0.268417 | | 0.590425 | | 0.213046 | | 0.401659 | | |
| Durbin-Watson | | 1.920247 | | 1.978265 | | 2.171039 | | 2.00574 | | 2.062612 | | |
| N° Observaciones incluidas Despues de ajuste | | 602 | | 1487 | | 1027 | | 1046 | | 350 | | |

Significancia estadística al 10% (*) y 5% (**)

Tabla 2 (cont.): Modelo alternativo: Efectos de los anuncios macroeconómicos (Inflación y PIB) y variables de control sobre el rendimiento y la volatilidad

| VARIABLES | PAIS | COLOMBIA | | | | MEXICO | | | | PERU | |
|----------------|------------------|----------------|--------------------|--------------|----------------------|--------------|--------------------|--------------|----------------------|--------------|---------------|
| | | Signo esperado | Antes de la Crisis | | Despues de la crisis | | Antes de la crisis | | Despues de la crisis | | Coefficiente |
| | | Coefficiente | Significancia | Coefficiente | Significancia | Coefficiente | Significancia | Coefficiente | Significancia | Coefficiente | Significancia |
| Media | | | | | | | | | | | |
| Devaluación | - | 0.065737 | | 0.011903 | | -0.194247 | ** | -0.169758 | ** | -0.473889 | ** |
| Rend SP500 | + | 0.00244 | | 0.307978 | ** | 0.673866 | ** | 0.708976 | ** | 0.253955 | ** |
| Δ Tasa Interes | - | 0.006988 | * | -0.006462 | | -0.002044 | | -0.008882 | | -0.001711 | |
| Sorpresa IPC | - | -0.055751 | | -2.288069 | ** | -0.878974 | | 4.37361 | | -1.604805 | ** |
| Encuesta IPC | No significativo | -0.03056 | | 0.76762 | ** | -0.139897 | | -0.481497 | | 1.373988 | ** |
| IPC_Lag | No significativo | 2.294541 | * | 1.713687 | * | - | | - | | -1.300166 | ** |
| | | Lag (-3) | | Lag(-1) | | | | Lag(-1) | | | |
| Sorpresa PIB | Ambiguo | 0.213157 | | 0.265588 | | -0.016428 | | 0.491397 | | -0.046324 | |
| Encuesta PIB | No significativo | 0.083313 | | 6.45E-05 | | 0.019363 | | 0.169232 | * | 0.020297 | |
| PIB_Lag | No significativo | 8.29E-01 | * | - | | - | | - | | - | |
| | | Lag(4) | | | | | | | | | |
| AR | | - | | - | | 3 | | 3 | | 1 | |
| MA | | 1 | | 1 | | - | | - | | - | |

Varianza

| | | | | | | | | | | | |
|--------------------|---|------------|---|-------------|----|------------|---|-------------|----|-------------|----|
| Abs devaluación | + | -3.12E-03 | * | 8.660892 | | -4.21E-05 | | 44.23252 | ** | 22.46126 | ** |
| Abs rend SP500 | + | -1.49E-03 | | 20.07484 | ** | 0.000244 | | 9.492086 | | 9.153075 | ** |
| Abs Δ Tasa Interes | + | -6.94E-05 | | 0.508027 | | -5.28E-06 | | -6.887982 | * | 1.049061 | ** |
| Anuncio IPC Lead | + | 5.63E-05 | * | 0.229262 | | -7.23E-06 | | -0.943707 | * | 0.042412 | |
| Anuncio IPC Lag | + | -8.50E-06 | | -0.193872 | | -2.51E-05 | * | -0.04234 | | 0.270838 | |
| Anuncio IPC Neg | + | -1.55E-05 | | 0.200512 | | 1.16E-05 | | 0.206074 | | 0.157085 | |
| Anuncio IPC Pos | + | 0.000121 | * | -2.074208 | ** | -1.45E-05 | | -2.945545 | | 0.090702 | |
| Anuncio PIB Lead | + | -1.59E-05 | | -0.777792 | | -4.69E-06 | | 0.991668 | | 0.182185 | |
| Anuncio PIB Lag | + | 0.000108 | | 0.257426 | | -5.61E-06 | | -0.371406 | | 0.003618 | |
| Anuncio PIB Neg | + | -4.04E-05 | | -0.822846 | | -1.29E-05 | | -10.00092 | ** | 0.033867 | |
| Anuncio PIB Pos | + | 2.73E-05 | | -0.40146 | | -3.53E-05 | | -0.95393 | | 0.102597 | |
| Modelo | | GARCH(1,1) | | EGARCH(1,1) | | GARCH(1,1) | | EGARCH(1,1) | | EGARCH(1,1) | |
| Efecto asimetría | | - | | SI | | | | SI | | SI | |

| | | | | | | | | | | | |
|-------------------------------------------------|--|----------|--|----------|--|----------|--|----------|--|----------|--|
| R ² | | 0.196997 | | 0.217016 | | 0.386342 | | 0.639036 | | 0.157146 | |
| Durbin-Watson | | 1.992867 | | 2.083174 | | 1.922173 | | 2.129986 | | 1.957986 | |
| N° Observaciones incluidas Despues de ajuste | | 666 | | 602 | | 1398 | | 356 | | 1338 | |

Significancia estadística al 10% (*) y 5% (**)

Tabla 3: Significancia económica de la sorpresa de la Inflación y el PIB

| Variable | Colombia despues de la crisis del 2006 | | | Chile antes de la crisis del 2007 | | | Peru | | |
|--------------|----------------------------------------|------------------------------------|------------------|-----------------------------------|------------------------------------|------------------|------------|------------------------------------|------------------|
| | Coficiente | Media absoluta de la variacion IPC | Efecto economico | Coficiente | Media absoluta de la variacion IPC | Efecto economico | Coficiente | Media absoluta de la variacion IPC | Efecto economico |
| Sorpresa IPC | -1.671379 | 0.1984% | -0.3316% | 1.132858 | 0.1449% | 0.16415% | -1.173052 | 0.1733% | -0.2033% |
| Sorpresa PIB | - | - | - | -1.772983 | 0.1353% | -0.239874% | - | - | - |

Anexo 1: Información suministrada por Bloomberg sobre anuncios de IPC

| Date Time | Event | | Survey | Actual | Prior |
|------------------|--------------|-----|---------------|---------------|--------------|
| 12/04/2001 10:00 | IPC (MoM) | NOV | 0.30% | 0.12% | 0.19% |
| 01/03/2002 17:00 | IPC (MoM) | DEC | 0.30% | 0.34% | 0.12% |
| 02/05/2002 17:00 | IPC (MoM) | JAN | 0.90% | 0.80% | 0.34% |
| 03/05/2002 16:30 | IPC (MoM) | FEB | 1.45% | 1.26% | 0.80% |
| 04/05/2002 14:30 | IPC (MoM) | MAR | 0.97% | 0.71% | 1.26% |
| 05/03/2002 14:00 | IPC (MoM) | APR | 0.62% | 0.92% | 0.71% |
| 06/05/2002 14:00 | IPC (MoM) | MAY | 0.37% | 0.60% | 0.92% |
| 07/05/2002 15:00 | IPC (MoM) | JUN | 0.10% | 0.43% | 0.60% |
| 08/05/2002 15:00 | IPC (MoM) | JUL | 0.23% | 0.02% | 0.43% |
| 09/05/2002 15:00 | IPC (MoM) | AUG | 0.25% | 0.09% | 0.02% |

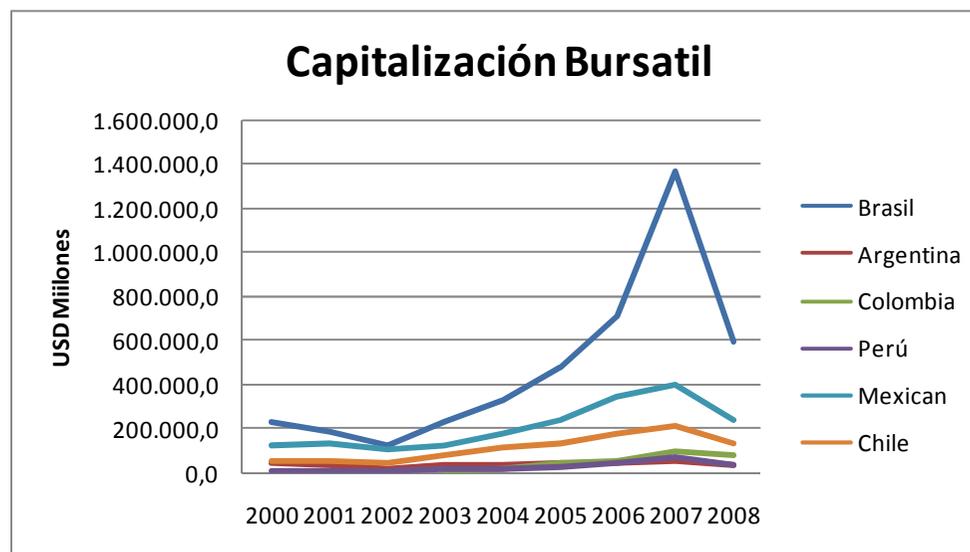
Anexo 2: Capitalización Bursátil

| CAPITALIZACION BURSATIL EN USD MILLONES | | | | | | |
|-----------------------------------------|-------------|-----------|-----------|----------|-----------|-----------|
| AÑO | Brasil | Argentina | Colombia | Perú | Mexican | Chile |
| 2000 | 226,152.3 | 45,839.3 | | 9,749.8 | 125,203.9 | 60,400.8 |
| 2001 | 186,237.6 | 33,384.0 | | 9,790.4 | 126,258.4 | 56,309.7 |
| 2002 | 121,640.5 | 16,548.6 | | 11,441.4 | 103,941.2 | 49,827.7 |
| 2003 | 226,357.7 | 34,994.7 | 14,258.5 | 14,125.0 | 122,533.0 | 87,508.4 |
| 2004 | 330,346.6 | 40,593.8 | 25,222.9 | 17,974.8 | 171,940.3 | 116,924.3 |
| 2005 | 474,646.9 | 47,590.3 | 50,500.8 | 24,139.7 | 239,128.0 | 136,493.3 |
| 2006 | 710,247.4 | 51,240.1 | 56,204.3 | 40,021.6 | 348,345.1 | 174,418.8 |
| 2007 | 1,369,711.3 | 57,070.2 | 101,956.0 | 69,386.5 | 397,724.6 | 212,910.2 |
| 2008 | 591,965.5 | 39,850.4 | 87,716.2 | 37,876.8 | 234,054.9 | 131,808.0 |

Fuente: WFE, World Federation of Exchanges.

| PARTICIPACION CAPITALIZACION BURSATIL | | | | | | |
|---------------------------------------|--------|-----------|----------|------|---------|-------|
| Total | Brasil | Argentina | Colombia | Perú | Mexican | Chile |
| 467,346.1 | 48.4% | 9.8% | 0.0% | 2.1% | 26.8% | 12.9% |
| 411,980.2 | 45.2% | 8.1% | 0.0% | 2.4% | 30.6% | 13.7% |
| 303,399.3 | 40.1% | 5.5% | 0.0% | 3.8% | 34.3% | 16.4% |
| 499,777.3 | 45.3% | 7.0% | 2.9% | 2.8% | 24.5% | 17.5% |
| 703,002.5 | 47.0% | 5.8% | 3.6% | 2.6% | 24.5% | 16.6% |
| 972,499.0 | 48.8% | 4.9% | 5.2% | 2.5% | 24.6% | 14.0% |
| 1,380,477.4 | 51.4% | 3.7% | 4.1% | 2.9% | 25.2% | 12.6% |
| 2,208,758.7 | 62.0% | 2.6% | 4.6% | 3.1% | 18.0% | 9.6% |
| 1,123,271.8 | 52.7% | 3.5% | 7.8% | 3.4% | 20.8% | 11.7% |

Fuente: WFE, World Federation of Exchanges.



Anexo 3: Volumen transado

| VOLUMEN TRANSADO EN USD MILLONES | | | | | | |
|----------------------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | Brasil | Argentina | Colombia | Perú | Mexico | Chile |
| 2000 | 101537.4 | 9700.8 | 0 | 2517.9 | 45768.4 | 6083.3 |
| 2001 | 63475.4 | 7564.1 | 0 | 934.2 | 38468.9 | 4450.4 |
| 2002 | 46300.2 | 1277.4 | 0 | 1186.6 | 32285.6 | 3011.2 |
| 2003 | 66427.521 | 3078.17684 | 805.9 | 1139.84411 | 25867.9889 | 6647.29996 |
| 2004 | 103990.062 | 4832.08021 | 2079.55822 | 1560.38359 | 45388.823 | 12123.4871 |
| 2005 | 165275.62 | 6852.87138 | 9418.94124 | 2650.06446 | 56682.8363 | 18961.232 |
| 2006 | 276149.798 | 5276.58993 | 14845.4124 | 5486.2541 | 96917.9055 | 29620.2985 |
| 2007 | 597995.344 | 7381.24828 | 16775.4924 | 11266.4662 | 143945.378 | 47996.597 |
| 2008 | 724199.236 | 6616.68299 | 20273.5829 | 6328.92342 | 110473.888 | 36196.1863 |

Fuente: WFE, World Federation of Exchanges.

| PARTICIPACION VOLUMEN TRANSADO | | | | | | |
|--------------------------------|--------|-----------|----------|------|--------|-------|
| Total | Brasil | Argentina | Colombia | Perú | Mexico | Chile |
| 165607.8 | 61.3% | 5.9% | 0.0% | 1.5% | 27.6% | 3.7% |
| 114893 | 55.2% | 6.6% | 0.0% | 0.8% | 33.5% | 3.9% |
| 84061 | 55.1% | 1.5% | 0.0% | 1.4% | 38.4% | 3.6% |
| 103966.731 | 63.9% | 3.0% | 0.8% | 1.1% | 24.9% | 6.4% |
| 169974.394 | 61.2% | 2.8% | 1.2% | 0.9% | 26.7% | 7.1% |
| 259841.566 | 63.6% | 2.6% | 3.6% | 1.0% | 21.8% | 7.3% |
| 428296.259 | 64.5% | 1.2% | 3.5% | 1.3% | 22.6% | 6.9% |
| 825360.526 | 72.5% | 0.9% | 2.0% | 1.4% | 17.4% | 5.8% |
| 904088.499 | 80.1% | 0.7% | 2.2% | 0.7% | 12.2% | 4.0% |

Fuente: WFE, World Federation of Exchanges.

