



UNIVERSIDAD DE CHILE  
FACULTAD DE ECONOMÍA Y NEGOCIOS  
ESCUELA DE ECONOMÍA Y ADMINISTRACIÓN

## **Reacción del INTER-10 frente a shocks macroeconómicos chilenos y norteamericanos**

Seminario para optar al título de  
Ingeniero Comercial, Mención Administración

Participantes: Rodolfo González Alves

Mauro Inostroza Vargas

Profesor guía: Jorge Gregoire Cerda

Santiago – Primavera 2013

## Resumen

El presente seminario de título tiene por objetivo testear de forma empírica la reacción de los ADRs chilenos frente a shocks noticiosos generados tanto en Estados Unidos como en Chile. Se pretende dilucidar si la reacción en términos de retorno y volatilidad, se asemeja al selectivo local modificado<sup>1</sup> o al índice Dow Jones del mercado americano. A través de la implementación de modelos de la familia GARCH se detecta que el índice INTER 10 (selectivo que agrupa a los títulos que tranzan en ADRs), posee una reacción similar al índice IPSA ajustado, frente a shocks macroeconómicos inesperados de Chile y Estados Unidos.

---

<sup>1</sup> Índice compuesto por las acciones listadas en el IPSA que no poseen ADR.

## Contenido

Introducción.....	4
Revisión de la literatura.....	6
Descripción de los títulos ADR.....	6
Investigaciones Previas .....	8
Metodología y datos .....	14
Datos.....	14
Metodología .....	19
Resultados .....	29
Conclusiones.....	33
Anexos .....	34
Bibliografía .....	56

## Introducción

El vínculo entre la información macroeconómica y la valoración de activos financieros ha sido un tópico de estudio con un amplio desarrollo en la literatura académica, y con justa razón ya que las condiciones económicas son el factor clave en el desempeño de las organizaciones, en este aspecto, existe un amplio consenso respecto a que la generación de nueva información proveniente de la economía norteamericana tiene un impacto significativo en los precios de los activos financieros alrededor del mundo, los cuales repercuten en las decisiones financieras claves en la economía tales como, la gestión de riesgos, la valoración de activos y la asignación de recursos.

La literatura empírica divide el estudio del efecto de las variables macroeconómicas en los mercados de valores, en dos grandes grupos: anuncios programados que desafían las expectativas del espectador (revelaciones periódicas de información) y anuncios inesperados (componente inesperada del anuncio). En esta línea la presente memoria de título tiene como principal objetivo determinar si las sorpresas macroeconómicas (componente inesperada del anuncio) generadas en Estados Unidos tienen un mayor impacto en las acciones que poseen ADR, en comparación a las sorpresas macroeconómicas asociadas a la economía chilena, en definitiva buscamos responder a las siguientes interrogantes: ¿La reacción de los ADR frente a shocks macroeconómicos inesperados surgidos en EEUU se asemeja en mayor medida a la reacción del IPSA o a la reacción mostrada por el Dow Jones?, ¿De ocurrir una reacción, esta posee magnitudes similares en media y varianza luego de ocurrido shock positivo o uno negativo?. Para este propósito seleccionamos como variables de estudio, la tasa desempleo, el índice de precios al consumidor, y las nóminas de empleo no agrícolas para el caso americano, mientras que en el caso chileno seleccionamos el IMACEC, el desempleo y el índice de precio.

Adicionalmente confeccionamos un índice compuesto por todas las acciones listadas en el IPSA durante el período 2006-2013, pero que no se encontraban listadas como ADRs, luego comparamos éste índice (ipsa ajustado) con el denominado “Inter 10”, selectivo otorgado por la bolsa de comercio donde se agrupan los títulos que tranzan como ADRs durante el período de estudio. Finalmente comparamos los resultados con el índice Dow Jones, referente del mercado norteamericano. De esta forma buscamos determinar si el retorno y la volatilidad condicional de los ADRs chilenos se ven afectados en mayor medida por shocks macroeconómicos asociados a la economía norteamericana o a la economía chilena.

La presente investigación está dividida en tres secciones. En la primera realizamos una revisión de la bibliográfica asociada a la materia del estudio. En la segunda sección se expone tanto la metodología a utilizar como la construcción de las series y eventos correspondientes. Finalmente en la tercera parte se muestran los principales resultados.

## Revisión de la literatura

### Descripción de los títulos ADR

Un activo del tipo ADR, consiste en un certificado negociable listado en el mercado Estadounidense, el cual puede ser tranzado en un mercado de valores organizado o de la forma “over-the-counter”. Las principales características de éste tipo de activos son: representan un derecho de una firma extranjera al mercado de EEUU, son cotizados en dólares americanos, por lo cual su precio no sólo refleja el valor intrínseco del activo sino que además las fluctuaciones en el tipo de cambio, y por las fluctuaciones del mercado americano, poseen además la posibilidad de ser convertidos en acciones subyacentes, lo cual deriva en la posibilidad de obtener posiciones de arbitraje libre de riesgo si ocurren diferenciales de precio (Rosenthal 1983). Desde la perspectiva de la emisión del activo, existen dos categorías principales:

- 1) Programas de emisión no patrocinados: No existiendo un acuerdo entre el emisor y el depositario, una o más entidades financieras llevan a cabo la emisión del título en función de la demanda del mercado. Sin embargo, desde 1983 la SEC requirió que todas las nuevas emisiones sean autorizadas por la compañía en cuestión antes que la solicitud sea establecida.
- 2) Programas de emisión patrocinados: Corresponden a aquellas emisiones en que la empresa emisora, manifiesta un interés por pertenecer al mercado americano y entra en un acuerdo directamente con el banco depositario, quien actúa como agente de transferencia en la operación.

En relación a la forma de comercializar éste tipo de activo, los tipos de programa son los siguientes:

- 1) ADR's Nivel I (no listado): Corresponden a transacciones del tipo “over-the-counter”, son acciones ya existentes y tranzadas en mercados locales, para su intercambio no se requiere un completo registro en la SEC (no es requisito el traspaso de los estados financieros a la norma GAAP).

2) ADR's Nivel II (listado): Corresponde a emisiones de acciones ya existentes una de las bolsas americanas (NYSE, AMEX o NASDAQ), no representan aumentos de capital, y para su consecución se requiere un registro completo ante la SEC a través de las formas F-6 y 20-F (registro ante la SEC y conversión de los estados financieros a la norma americana).

3) ADR's Nivel III (Ofertas públicas): Programa de emisión utilizado no solo con el objetivo de establecer una presencia comercial, sino que además se permite el levantamiento de capital para la firma emisora, esto a través de la emisión de nuevas acciones.

4) ADR's Nivel IV (Ofertas públicas): Al igual que los ADR's nivel III, son utilizados cuando la firma emisora requiere un aumento de capital, pero en este caso la colocación subyace a la norma 144 A, ésta norma establece, que la colocación debe ser realizada por "Qualified Institutional Buyer" (QUIBs), en ésta categoría se agrupan instituciones tales como: Administradoras de fondos mutuos, administradoras de fondos de pensiones, entidades de ahorro y crédito, compañías de seguro, entre otros. Lo anterior se traduce en una reducción en los costos de la emisión, en comparación a los programas II y III.

Los títulos ADRs, proveen una serie de beneficios tanto para los inversionistas como para las organizaciones emisoras (González y Maquiería 2006), desde el punto de vista de los inversionistas que tranzan en el mercado americano, este tipo de activos les otorga una mayor posibilidad de diversificación (tendencia a la completitud del mercado en el sentido Arrow-Debreu), permitiéndoles acceder a un mayor conjunto de activos a un costo de transacción similar al de adquirir solo activos americanos, esto es, asumiendo agentes adversos al riesgo que buscan el mayor grado de diversificación, la cual en el límite corresponde al riesgo de mercado; en el caso particular de los ADRs, este tipo de instrumento permite reducir la exposición al riesgo del mercado americano.

Desde la perspectiva de las empresas emisoras, éstas se benefician en primera instancia de una disminución en el costo de capital, una reducción en los costos de agencia, generados de una mayor exposición a la evaluación de entidades extranjeras (analistas y organizaciones reguladoras), y a un aumento en los niveles de liquidez generados de la participación en un mercado más profundo que el local (Haar y otros 1990).

### **Investigaciones Previas**

Un punto de partida para este análisis, es el paper de E. Fama (1970), donde se postula la hipótesis de los mercados eficientes. En esta investigación se expone que los precios de los activos reflejan toda la información disponible, por lo que los precios deberían moverse de forma inmediata al ser expuesta nueva información. O por la hipótesis de eficiencia de mercado semifuerte deberíamos esperar que los mercados accionarios reaccionen inmediatamente, sin sobre o subreacción predecible, a las sorpresas en los anuncios macroeconómicos relevantes.

Por otro lado, Romer (1992) muestra que no es necesaria que estas nuevas noticias sean expuestas para que los precios se muevan, ya que la misma compra y venta de activos trae información incorporada, la cual sería información interna, por lo que no serían necesarias noticias para que los precios se vean afectados.

En tanto, los trabajos pioneros en el estudio del efecto de las variables macroeconómicas en el precio de los activos financieros se asocian a Merton (1973), estudio que permite incorporar a la valoración de activos los factores de riesgo asociados a variables macroeconómicas por su parte Ross (1976), incorpora a través del modelo APT, la posibilidad de modelar los retornos accionarios mediante factores de riesgo sistémico, los que pueden incorporar variables macroeconómicas.

En esta línea de investigación destaca el aporte realizado por Chen, Roll y Ross (1986) donde se testean como eventuales fuentes de riesgo sistémico las variaciones no esperadas asociadas a las variables: inflación, tasa de interés, producción industrial, prima de riesgo, propagación entre la tasa corta y larga (prima de plazo) y precio del petróleo. En este estudio se concluye que los retornos accionarios efectivamente se encuentran expuestos a un riesgo sistémico originado por noticias económicas. Una aplicación al caso chileno del estudio anteriormente mencionado es la investigación de Fuentes, Gregoire y Zurita (2006), donde se destaca que las sorpresas en la tasa de crecimiento del Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC), el precio del cobre y el precio del petróleo constituyen factores con premios por riesgo en el mercado de valores chileno.

En relación al mercado americano existe abundante literatura dentro de la cual destacan el aporte de Brenner et al. (2009), donde estudia los efectos de anuncios macro en el propio mercado estadounidense, tanto en acciones como bonos de gobierno y bonos corporativos, de esta forma encuentra que noticias macroeconómicas sorpresa efectivamente tienen un impacto económica y estadísticamente significativo en el mercado financiero, pero este impacto varía de forma importante dependiendo del tipo de activos. También encuentra asimetría en los efectos, viendo que la magnitud absoluta del impacto es en promedio mayor cuando se trata de noticias “malas”. Las variables consideradas en el estudio son el índice de precios al consumidor, la tasa de desempleo, el cambio en las nóminas no agrícolas y la tasa de interés de fondos referenciales de la FED. Las conclusiones finales del estudio dependen del tipo de activo.

Por su parte, Savor y Wilson (2009), estudian la relación riesgo retorno en torno a los anuncios macroeconómicos, sus resultados demuestran que efectivamente existe un trade-off entre el riesgo macroeconómico y el retorno de los activos.

En los días cuando se revela información asociada al índice de precios al consumidor, índice de precios al productor y las cifras de empleo otorgadas por el FOMC, se aprecia un retorno en exceso promedio de 11,4 Pb, versus un 1,1 pb. De los otros días. Este premio se asocia a una compensación por tener activos en torno a las fechas de revelación de la nueva información.

Funke y Matsuda (2006), en tanto buscan determinar la relación de las variables macroeconómicas y los mercados accionarios de estados unidos y Alemania, para entender el nexo testean 5 hipótesis que buscan explicar el nexo anterior, estas son (para la valoración del precio consideran un modelo de dividendos descontados donde se presencian 3 componentes, tasa de interés, dividendo e información disponible al momento de la valoración, luego cualquier variable que influya en estas 3 debería afectar el precio): I) El efecto depende del tipo de noticia. II) El impacto de la noticia varía con el tipo de acción: según el sector económico de la empresa. III) El impacto depende del estado de la economía. IV) Sólo las noticias domésticas y las de países con intercambio comercial tienen impacto. V) El impacto de las noticias ocurre en un corto período de tiempo

En el estudio se presenta evidencia empírica que corrobora las cinco hipótesis antes expuestas, adicionalmente se concluye que los indicadores más relevantes asociados a la economía norteamericana que afectan a los movimientos del mercado germano son: las noticias sobre la tasa de interés, la inflación y el índice de clima de negocios IFO. Adicionalmente, el efecto encontrado difiere según el tipo de acción, las noticias relativas al sector real tienen un mayor impacto en acciones cíclicas que en aquellas consideradas no cíclicas, para el caso de EEUU, las noticias sobre la tasa de interés tienen un mayor impacto en las nuevas acciones que en las tradicionales.

En otro aspecto, se demuestra que el mercado accionario es “estado dependiente”, es decir, la interpretación de las noticias son dependientes del ciclo económico, ejemplo de aquello es una noticia asociada al desempleo, la cual puede ser interpretada de forma positiva si presenta una reducción en tiempos de crisis, no así en períodos de expansión, ya que esta señal puede ser interpretada como un aumento en la tasa de interés de referencia.

Bazán y Montes (2011), estudian el vínculo entre la difusión de noticias sobre el desempeño macroeconómico de Estados Unidos y el mercado accionario mexicano. Su estudio se centra en determinar la reacción de 7 portafolios (simbolizan los 7 sectores bursátiles de la bolsa mexicana), frente a anuncios sobre resultados macroeconómicos tanto de Estados Unidos como de México. Frente a los anuncios sorpresivos de inflación y desempleo en EEUU, se establece que existe una respuesta similar en términos de volatilidad a la reacción ocurrida en el NASDAQ y en el NYSE-AMEX, para los sectores de construcción y comercio.

Flannery y Potopapadakis (2002), estudian el efecto de 17 anuncios macro para el período 1980-1996. Encuentran que dos factores asociados a la inflación (índice de precios al consumidor e índice de precios al productor), afectan el retorno de un portafolio. Mientras que tres factores reales afectan la volatilidad condicional (balanza de pago, desempleo, y construcciones iniciales). Mientras que el agregado monetario M1 afecta tanto el retorno como la volatilidad condicional.

Para el caso latinoamericano; Agudelo y otros (2009), presentan que las variables macroeconómicas que generan un mayor impacto en los mercados accionarios latinoamericanos, corresponden a la inflación y a cambios en el PIB. En el caso de las sorpresas de la inflación, ésta posee mayor significancia estadística en mercados de menor tamaño. En relación al signo de la variable, no existe un patrón claro. En relación a los anuncios del PIB, sólo se encuentra información relevante para Chile, pero los resultados son contradictorios para distintos períodos.

El estudio concluye, exponiendo que los mercados latinoamericanos cumplen con la hipótesis de eficiencia semifuerte, es decir, se presenta algún grado de ineficiencia frente a las sorpresas en el PIB y la inflación.

Agudelo y Gutiérrez (2011), revisan el caso latinoamericano sobre el efecto de distintas noticias macroeconómicas (su efecto sorpresa) como son: anuncios de inflación, tasa de interés del banco central, PIB, balanza comercial y desempleo; sobre Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. La forma en que realizaron esto fue por medio de la estimación del efecto de estas noticias sobre la media y la volatilidad de dichos anuncios mediante modelos de serie de tiempo univariados de volatilidad heterocedástica controlando por los efectos de los rendimientos de índices internacionales y de la tasa de cambio.

Se menciona que la reacción de los rendimientos accionarios ante sorpresas en los anuncios de inflación y de tasa de interés debiera ser negativa. También, que la relación con respecto al crecimiento del PIB, el desempleo y la balanza comercial es ambigua en distintos estudios previos y esto puede deberse a que tal vez está sugestionado al ciclo económico en el cual se realice el estudio. En expansión, un positivo crecimiento económico puede ser tomado como una mayor expectativa de mayor inflación o una política monetaria contraccionista, en cambio un positivo crecimiento económico en una recesión puede ser visto como algo positivo, ya que no traería consigo los problemas por presiones inflacionarias.

Lo que encuentran es que los resultados son los esperados en México con respecto a la inflación; Colombia ante cambios en la balanza comercial; Chile y Colombia ante anuncios de la tasa de interés y además los tres mercados reaccionan en la dirección esperada con respecto a los anuncios del desempleo.

Ahora, en cuanto a ciclos de recesión, Colombia presenta una reacción ante sorpresas en el PIB y la Inflación, y México y Brasil ante sorpresas en la tasa de interés. Además, en ciclos expansivos, Argentina, Brasil y Perú poseen poca evidencia de reacción ante anuncios macroeconómicos. También se encontraron resultados significativos pero que no se encontró fundamento en la teoría en cuanto al signo. En resumen, se observó que si bien los mercados latinoamericanos responden a los anuncios macroeconómicos, no responden a todos ellos ni tampoco necesariamente con los signos esperados.

Por otro lado, no se pudo establecer que los anuncios macroeconómicos incrementen la volatilidad en los mercados, con pocas excepciones, contrario a lo que se creía. Siendo más extremos se ve que en un mayor número de casos hace reducir la volatilidad.

## Metodología y datos

### Datos

Para realizar el estudio acerca de la reacción de los títulos chilenos con ADRs, ante shocks de noticias macroeconómicas, primero se utilizan y/o crean tres portfolios que se emplearán para la comparación.

Primero, se utiliza el Índice Inter 10, creado por la Bolsa de Comercio de Santiago (BCS). Este portfolio índice está construido para reflejar el comportamiento de las principales acciones chilenas que son cotizadas en los mercados externos mediante ADRs y que al mismo tiempo son partícipes importantes del mercado local. Para construirlo se eligen las diez acciones que perteneciendo al IPSA, transan ADRs. El índice se construye ponderando el patrimonio bursátil de las empresas componentes ajustado por el *free float*. Las empresas que constituyen este índice por orden de importancia (ponderación dentro del índice) son: LAN, ENDESA, CENCOSUD, SQM-B, ENERSIS, BSANTANDER, CHILE, CCU, ANDINA-B y CORPBANCA. Además los sectores del mercado que están incluidos son CONSUMO (8,3%), INDUSTRIAL (21,4%), RETAIL (13,5%), UTILITIES (25,8%), BANCA (18,4%) y COMMODITIES (12,6%)<sup>2</sup>. Se obtienen los precios del índice desde el 02 de enero de 2006 hasta el 04 de diciembre de 2013, y a partir de estos se obtienen los rendimientos diarios

---

En segundo lugar se creó el portfolio que llamaremos IPSA ajustado, el cual fue construido a partir del IPSA vigente al año 2013, creado por la BCS. Posteriormente fueron extraídos todos los títulos que tuvieran listados ADRs en el mercado norteamericano, para limpiar de este efecto al IPSA, y finalmente se retiraron acciones más pequeñas que no tenían la historia suficiente para construir

---

<sup>2</sup> Datos al 02 de enero de 2013. Bolsa de Comercio de Santiago.

el índice al año 2006. De esta forma, el portfolio fue construido mediante la siguiente forma:



A partir de los “precios” obtenidos, nuevamente se obtuvieron los retornos diarios de este portfolio.

Por último, se utilizaron los retornos diarios del índice Dow Jones Industrial Averages, el cual refleja el comportamiento en el precio de las treinta compañías industriales más importantes y representativas de Estados Unidos. El uso de este índice es debido a que una de las interrogantes dentro del estudio es saber si los ADRs servirían como medio de diversificación del riesgo propio del mercado de un país, por lo que sería interesante ver las diferencias entre ambas bolsas respecto a shocks internacionales. Además sería útil observar las diferencias entre el INTER10, compuesto solo por acciones chilenas, con el Dow Jones compuesto solo por acciones estadounidenses, pero que transan en el mismo mercado. Cabe destacar el uso del Dow Jones en desmedro del S&P 500 debido a que el primero es más parecido al Índice Selectivo de nuestro país por la cantidad de acciones que posee y además reacciona de forma más pronunciada a shocks, debido a la menor diversificación con respecto al S&P 500.

En cuanto al Dow Jones o Dow Jones Industrial Average, es un índice bursátil el cual mide el desempeño de las 30 mayores empresas transadas en la bolsa de Estados Unidos. Si bien en un comienzo era simplemente la suma de los precios dividido por el número de empresas, en la actualidad el divisor se ajusta para reducir el efecto de fraccionamientos de acciones y otras modificaciones en la composición.

En cuanto a los anuncios sobre variables macroeconómicas, se utilizarán tanto de Chile como de Estados Unidos.

Como se mencionó anteriormente se utilizarán para Chile: Desempleo, Inflación e Imacec (YoY). Para Estados Unidos serán: Desempleo, Inflación y Nonfarm Payroll employment. La TPM no fue escogida por dos razones, primero el número de shocks en relación a la TPM es muy bajo ya que primero, sus cambios son muy poco frecuentes y el mercado generalmente acierta en sus expectativas de cambio, por lo que la cantidad de shocks es muy limitada. Por otro lado, existe evidencia de que la TPM la autoridad la fija como respuesta a otras variables como el desempleo o la inflación, por lo que habría un problema de correlación entre los anuncios de un evento y otro.

Otro punto a destacar es poder observar la diferencia entre el efecto del Nonfarm Payroll employment versus el desempleo estadounidense y observar si uno es más preponderante que el otro a la hora de afectar el rendimiento o la varianza de las series.

Para los anuncios se obtuvieron los datos de Bloomberg, tanto de la fecha en que fueron publicados, el dato efectivo y el dato esperado para cada mes desde enero del 2006 hasta octubre del 2013.

Con respecto a los índices utilizados finalmente se obtuvo una muestra de 2068 observaciones, o rendimientos diarios para cada portfolio. Con el siguiente cuadro resumen:

### **Cuadro N°1: Estadísticos descriptivos series de rendimientos**

	<b>IPSA Ajustado</b>	<b>DOW</b>	<b>INTER</b>
<b>Mean</b>	0.041%	0.027%	0.046%
<b>Prob.</b>	14%	33%	8%
<b>Median</b>	0.025%	0.036%	0.002%
<b>Maximum</b>	10.610%	11.080%	14.842%
<b>Minimum</b>	-15.820%	-7.873%	-6.786%
<b>Std. Dev.</b>	1.27%	1.26%	1.20%
<b>Skewness</b>	-0.691	0.159	0.553
<b>Kurtosis</b>	20.532	13.826	17.791
<b>Jarque-Bera</b>	26651	10107	18957
<b>Probability</b>	0.0000	0.0000	0.0000
<b>Observation</b>	2068	2068	2068
<b>Ret. Anual</b>	<b>14.80%</b>	<b>9.68%</b>	<b>16.45%</b>

*Fuente: Elaboración propia*

El cuadro 1 muestra la estadística descriptiva de los rendimientos diarios de los tres portfolios “índice” utilizados en el estudio, para la muestra desde el 02 de enero del 2006 hasta el 04 de diciembre del 2013. A partir de aquí se puede ver que el rendimiento promedio diario es 0.041%, 0.027% y 0.046% para el IPSA ajustado, el Dow Jones y el INTER10 respectivamente. Sin embargo solo es estadísticamente significativo (al 10%) el retorno promedio del INTER10. Si bien, Bekaert y Harvey (1997), encuentran que los países emergentes tienden a mostrar una mayor volatilidad en sus mercados accionarios, y por lo tanto, ofrecen mayores rendimientos, esto no queda tan claro bajo estos descriptivos, esto puede deberse a que los índices que se utilizan no reflejan en ningún caso todo el mercado dado la forma en que fueron construidos y por otro lado, el efecto de la crisis (2008) pudo afectar esta relación en el período de la muestra.

Finalmente se puede apreciar que las series se caracterizan por una fuerte leptocurtosis y tanto el Dow Jones como el INTER10 poseen sesgo positivo, pero el IPSA ajustado un sesgo negativo.

En cuanto a los anuncios, el cuadro resumen es el siguiente:

**Cuadro N°2: Estadísticos descriptivos anuncios de variables  
macroeconómicas**

	CHILE			EEUU		
	DESEMPLEO	IMACEC	IPC	DESEMPLEO	IPC	NFP
<b>Mean</b>	7.56	4.06	0.27	7.27	0.17	22.82
<b>Median</b>	7.30	4.60	0.30	7.75	0.20	95.00
<b>Maximum</b>	10.80	15.20	1.50	10.20	1.10	431.00
<b>Minimum</b>	5.70	-4.60	-1.20	4.40	-1.70	-663.00
<b>Std. Dev.</b>	1.17	3.03	0.47	2.01	0.39	214.29
<b>Skewness</b>	0.83	-0.73	-0.09	-0.23	-1.44	-1.56
<b>Kurtosis</b>	3.39	5.61	3.46	1.48	8.41	5.25
<b>Jarque-Bera</b>	<b>11.33</b>	<b>35.04</b>	<b>0.96</b>	<b>9.85</b>	<b>146.89</b>	<b>58.00</b>
<b>Probability</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.62</b>	<b>0.01</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>
<b>Observations</b>	94.00	94.00	94.00	94.00	94.00	94.00

*Fuente: Elaboración propia*

\*Valores expresados en porcentajes

A partir del cuadro 2 y 3 se puede apreciar que el desempleo promedio para el tiempo de la muestra fue 7.56 por ciento para Chile y 7.27 por ciento para EEUU, además que la inflación anualizada promedio fue 3.24 por ciento para Chile y 2.04 por ciento para el país norteamericano. Ahora en cuanto a los shocks, los mayores fueron para las nóminas no agrícolas, donde en ningún caso la coincidencia fue exacta y por otro lado, donde más acertó el mercado fue para el IPC y desempleo americano respectivamente. En cuanto a Chile el IMACEC fue el con menos aciertos y el con más aciertos fue el IPC.

### Cuadro N°3: Shocks de variables macroeconómicas

	Chile			EEUU		
	IPC	Desempleo	Imacec	Desempleo	NFP*	IPC
<b>Positivos</b>	38	35	49	28	41	29
<b>Negativos</b>	42	49	43	42	53	33
<b>Cero</b>	14	10	2	24	0	32
<b>Total</b>	94	94	94	94	94	94

Fuente: Elaboración propia en base a Bloomberg.

\*Nóminas no agrícolas de empleo

### **Metodología**

En el presente estudio se investigará la anticipación y respuesta de corto plazo de los títulos de empresas que tengan ADRs, representados por el índice INTER10 y de dos portfolios comparativos (IPSA ajustado y Dow Jones), con respecto a la llegada de distintos shocks sobre anuncios macroeconómicos, tanto americanos como chilenos. Se quiere medir primero el efecto que tienen esos shocks sobre las series de retornos y la volatilidad de esos retornos para así poder hacer comparaciones entre cada tipo de índice.

El modelo GARCH propuesto por Bollerslev (1996) y sus múltiples extensiones univariados y multivariados son algunos de los modelos más ampliamente adoptados para describir variables en el tiempo, la volatilidad y covarianza. Tal como en Brenner (2009) en este estudio se usa el modelo multivariado “Dynamic Conditional Correlation” de Engle (2002) para poder analizar el comportamiento de corto plazo de los activos mencionados anteriormente en las cercanías de producirse la liberación de noticias macroeconómicas. La especificación del modelo expuesto anteriormente tiene la flexibilidad de los modelos GARCH univariados pero sin la complejidad de las especificaciones GARCH multivariadas tradicionales.

Por otro lado, como se analiza en el estudio de Bekaert y Harvey (1997), se ve que en los mercados emergentes la reacción de la volatilidad no es igual ante choques positivos y negativos en los rendimientos. Por lo anterior, se considera la

posibilidad de asimetrías en la ecuación de la varianza condicional. Para lo anterior se utiliza el modelo EGARCH (GARCH exponencial) de Nelson (1991) ajustado por efectos de sorpresas macroeconómicas tanto locales como internacionales.

Para describir la evolución diaria del exceso de retorno por período de retención de los activos, se propone el siguiente modelo EGARCH (1,1).

$$\begin{aligned}
 & \text{---} \\
 & \text{---} \quad \text{---} \\
 & \text{---} \quad \text{---}
 \end{aligned}$$

En donde  $\mathcal{F}_{t-1}$  se refiere al set de información en t-1

La ecuación (1) especifica un modelo de autocorrelación de primer orden para los retornos, con el fin de controlar por la no sincronidad de los precios, los efectos de la microestructura, y la convergencia gradual al equilibrio. Además, lo anterior permite que tanto la llegada como el grado de nueva información de noticias macroeconómicas, afecte no solo a la media condicional del retorno de los activos sino también a las varianzas condicionales de los retornos.

Ahora, revisando las variables, tenemos que  $D_{t+k}$  es una variable dummy que toma el valor 1 si ocurre un evento sorpresa macroeconómico “e” en el tiempo t+k y toma el valor cero en otro caso, como en Jones et al. (1998), por otro lado,  $\epsilon_{t+k}$  son sorpresas en anuncios macroeconómicos estandarizados por la desviación estándar de la muestra  $\sigma_{\epsilon}$ , por lo tanto,  $\epsilon_{t+k}$  — esto para controlar las diferencias de unidad de medida entre los distintos anuncios, como en Balduzzi et al. (2001), además  $\epsilon_{t+k}$  si  $\epsilon_{t+k} > 0$  y cero en otro caso.

Además se imponen las restricciones propias del modelo, de que  $\alpha_1 > 0$  y  $\alpha_2 > 0$  lo cual asegura que los procesos de la media y del error sean estacionarios.

De esta forma, el coeficiente  $\alpha_1$  captura el impacto promedio de la actual sorpresa en el anuncio  $\epsilon_t$  sobre la media del retorno en las fechas de anuncios, mientras que el coeficiente de la dummy  $\alpha_2$  aproxima el impacto absoluto secuencial de las sorpresas de noticias macroeconómicas estandarizadas sobre la varianza del retorno condicional.

El uso de  $\alpha_1$  en vez de  $\alpha_2$  es debido a la existencia de evidencia (Jones et al. (1998)) que indica que ante la ocurrencia de eventos de sorpresas macroeconómicas, sin importar el signo, afecta la volatilidad del retorno condicional. Lo anterior puede disminuir el impacto en  $\alpha_1$ .

Los coeficientes  $\alpha_1$  aproximan el impacto secuencial de sorpresas macroeconómicas estandarizadas absolutas sobre la varianza condicional (Brenner et al. 2009)

De lo anterior, se puede inferir que  $\alpha_1$  se puede interpretar como una medida de anticipación,  $\alpha_2$  como un efecto contemporáneo y  $\alpha_3$  como una medida de persistencia. Así, se ve que estos coeficientes capturan los cambios en el nivel de volatilidad condicional antes, durante y después de la ocurrencia de las sorpresas macroeconómicas.

En cuanto a  $\alpha_3$  es el coeficiente para las innovaciones rezagadas; si no es significativo, la llegada de nueva información a través del choque del período anterior no tiene ningún valor predictivo para la volatilidad actual. Al sumar  $\alpha_3$  con el valor de  $\alpha_2$  se obtiene una medida de persistencia de la varianza condicional.

Además, siendo este un modelo EGARCH, se modela el logaritmo de la varianza condicional, lo cual relaja la restricción impuesta en un modelo GARCH(1,1) de que  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$  y  $\alpha_3$  sean positivos. También este modelo, como se mencionó anteriormente, permite respuestas asimétricas a valores negativos y positivos de

. López y Vásquez (2002) utilizan esta metodología para medir si existe un efecto apalancamiento en la bolsa en donde realizan su estudio. Este efecto consiste en que la varianza sea mayor cuando los rendimientos de mercado sean negativos y va de la mano con lo propuesto por Fisher Black, respecto a que la asimetría en la volatilidad puede producirse debido a que las noticias que llegan al mercado tal vez tengan efectos diferenciados sobre la volatilidad de los rendimientos, dependiendo si las noticias son “buenas” o “malas”. Además, se confirma que el modelo es no lineal y asimétrico si el coeficiente es distinto de cero (Tsay 2005).

Antes de estimar el modelo se debe diagnosticar la presencia de los efectos GARCH.

Si se efectúa un análisis visual de las figuras 1 a la 3, se observa que en los períodos donde existió mayor volatilidad, también existieron valores descendentes para los precios de los índices. También se puede observar la presencia de agrupamientos de volatilidad que se caracteriza por la existencia de períodos en los que la volatilidad es bastante baja y períodos donde la volatilidad es alta. Dicho agrupamiento es lo que trata de capturar los modelos ARCH.

## Precios y Rentabilidad IPSA ajustado

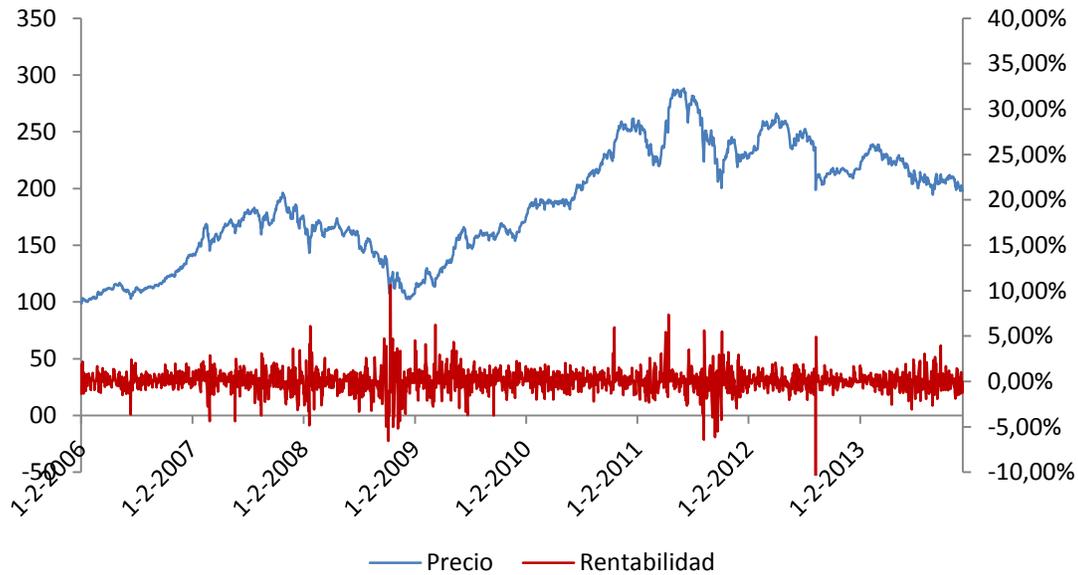


Figura 1: Evolución del precio y rentabilidad del IPSA ajustado entre 02-01-2006 y 04-12-2013.

Fuente: Elaboración propia y Bloomberg.

## Precios y Rentabilidad INTER10

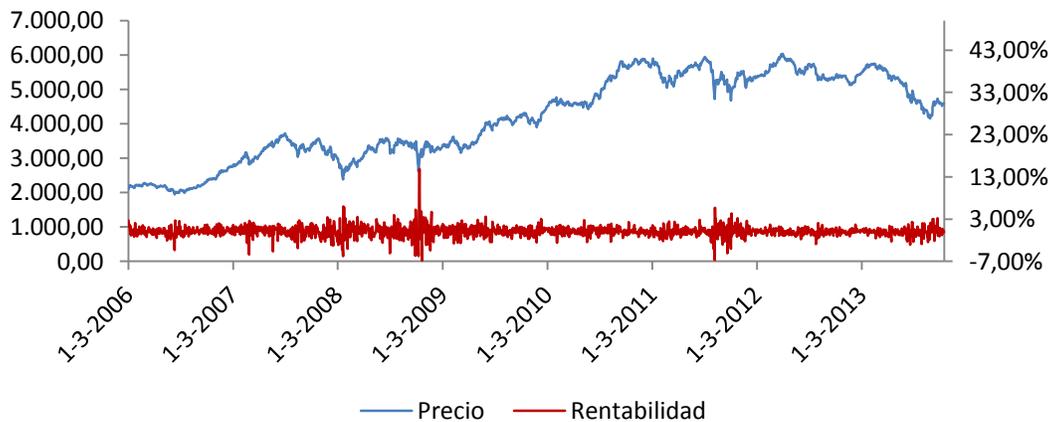


Figura 2: Evolución del precio y rentabilidad del INTER10 entre 02-01-2006 y 04-12-2013.

Fuente: Elaboración propia y BCS.

## Precios y Rentabilidad Dow Jones

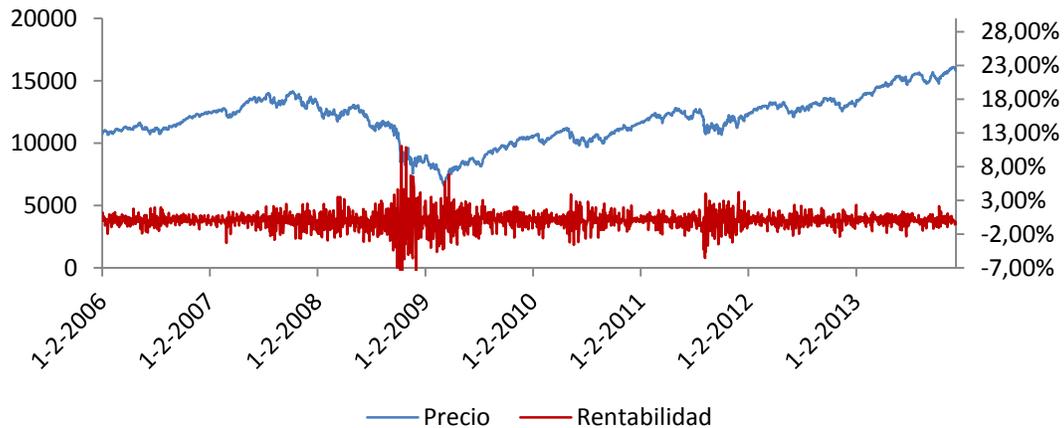


Figura 3: Evolución del precio y rentabilidad del Dow Jones entre 02-01-2006 y 04-12-2013.

Fuente: Elaboración propia y BCS.

Además de lo anterior se aprecia que la volatilidad es mayor cuando los precios de los índices utilizados caen, en comparación a cuando suben. De esta forma podemos ver que la volatilidad tiende a ser superior en los mercados cuando existe una tendencia a la baja. Este efecto de volatilidad asimétrica trata de capturarlo el modelo EGARCH.

La distribución de rendimientos de los tres índices que se utilizan cumple con una de las características comunes de los retornos de las series financieras, como lo es el exceso de curtosis, el cual es 20.32 para el INTER10, 21.78 para IPSA ajustado y 12.70 para el Dow Jones<sup>3</sup>.

Luego, se evalúa si las series de rentabilidad siguen una distribución normal, y se utilizan el estadístico de prueba Jarque-Bera, y el gráfico Quantil-Quantil.

Respecto a Jarque-Bera, se testea la hipótesis nula de que las series de rentabilidad siguen una distribución normal, frente a la hipótesis alternativa que las series de rentabilidad no siguen una distribución normal. Se obtiene que el valor

<sup>3</sup> Ver en Anexos 1, 2 y 3.

del estadístico es 26043.54 para el INTER10, 30458.82 para el IPSA ajustado y 8105.76 para el Dow Jones. Todos con *valor-P* = 0.000, por lo tanto se rechaza la hipótesis nula, esto es, los rendimientos de las series no siguen una distribución normal.

Además se muestran los gráficos Quantile-Quantile, que nos dejan ver una desviación con respecto a la diagonal, con una forma de “S”, esto nos evidencia la presencia de valores extremos. Si los rendimientos siguieran una distribución normal los elementos de la diagonal formarían una línea recta, lo cual no sucede. Esto confirma el hecho de que los rendimientos de los tres índices presentan colas más pesadas que las de una distribución normal, por lo cual existe una más alta probabilidad de obtener valores alejados de la media.

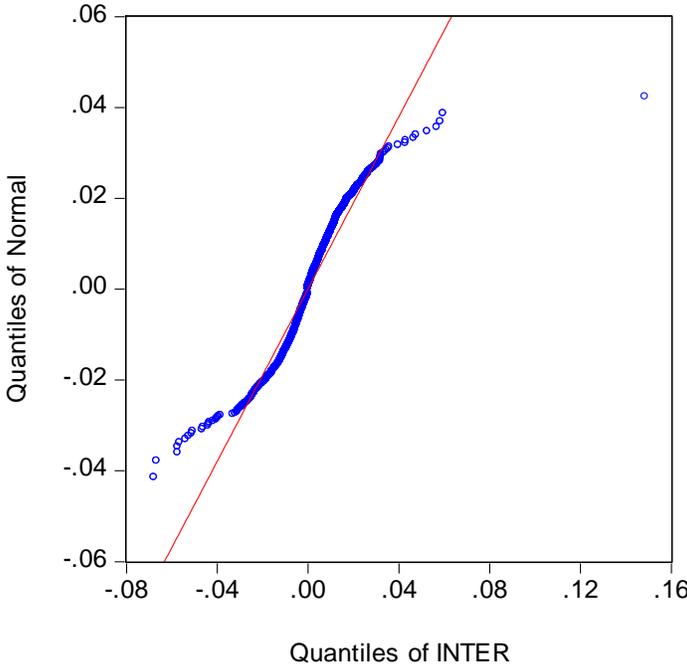


Figura 4: Gráfico Quantil-Quantil INTER10.  
Fuente: Elaboración propia en base a BCS.

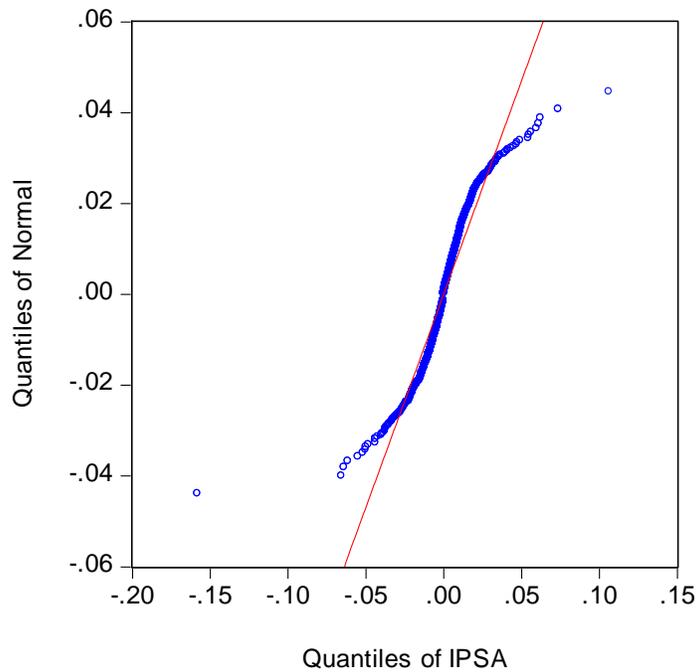


Figura 5: Gráfico Quantil-Quantil IPSA ajustado.  
Fuente: Elaboración propia en base a Bloomberg.

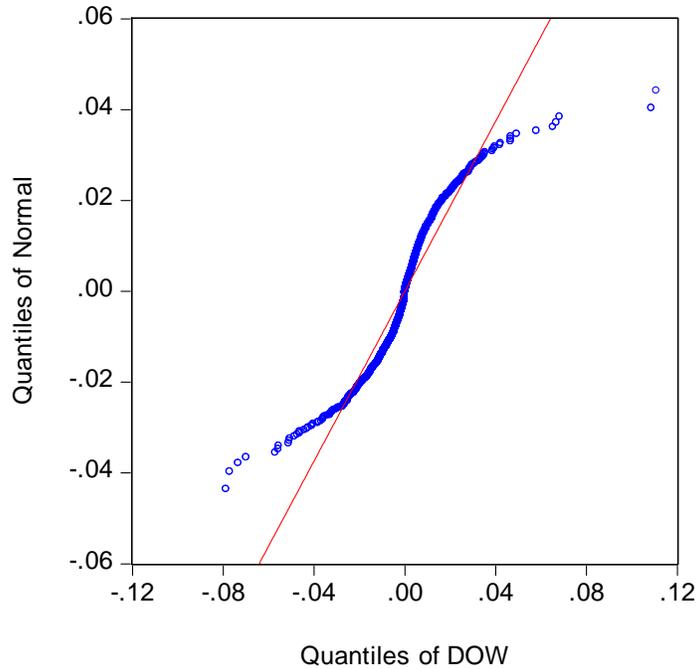


Figura 6: Gráfico Quantil-Quantil Dow Jones.  
Fuente: Elaboración propia en base a Bloomberg.

Para la prueba de estacionariedad se utiliza la prueba formal planteada por Dickey-Fuller para evidenciar la presencia de raíz unitaria. La hipótesis nula de este test es la presencia de raíz unitaria en la serie. Los valores (en valor absoluto) que dan estos test son 40.45 para el INTER10, 40.17 para el IPSA ajustado y 36.31 para el Dow Jones<sup>4</sup>, lo cual lleva en los tres casos a rechazar la hipótesis nula de la existencia de raíz unitaria y, por lo tanto, las series en cuestión son estacionarias en media. Por lo anterior, concluimos que para las series de rentabilidad es aplicable la metodología de modelos ARMA.

Finalmente, se rechaza la hipótesis nula de no heterocedasticidad condicional, por medio de la prueba LM por efectos ARCH de Engle (1982) con dos rezagos.

#### **Cuadro N°4: Resumen primer momento de rendimientos de series**

	<b>INTER 10</b>	<b>IPSA ajustado</b>	<b>DOW JONES</b>
$\mu_i$	0.000	0.000	0.000
$t$	1.578	1.299	1.151
$\theta_{1i}$	0.122 ***	0.122 ***	-0.124 **
$t$	5.575	5.526	-5.661
$\theta_{2i}$	-0.056 **	0.013	-0.067 **
$t$	-2.532	0.586	-3.063
<b>J-B</b>	<b>26043.540</b>	<b>30458.820</b>	<b>8105.757</b>
<b>ARCH(2)</b>	<b>44.659</b>	<b>24.578</b>	<b>238.507</b>

Fuente: Elaboración propia. Nota:\*,\*\*,\*\*\* indican significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente. Se reporta el estimador OLS y el estadístico t para  $\mu_i$ . Para los test siguientes se reporta el estadístico F. Si el valor aparece en negrita, la hipótesis nula se rechaza.

Una vez que fue verificada la presencia de efectos GARCH, se utiliza el modelo expuesto al comienzo de la sección en todas las series de rendimientos (Inter-10, IPSA ajustado, Dow Jones). Se estima el modelo EGARCH(1,1) expuesto de manera conjunta. Debido a que los residuales no son normales, se utiliza el estimador de cuasi-máxima verosimilitud, calculado mediante métodos numéricos, con desviaciones estándar robustas, como es expuesto por Bollerslev y

<sup>4</sup> Ver en Anexos 4, 5 y 6.

Wooldridge (1992). Al igual que Bazán y Montes (2012), las estimaciones se obtienen al utilizar el algoritmo de optimización de Berndt-Hall-Hall-Hausman (BHHH), el cual aproxima el Hessiano con las primeras derivadas.

## Resultados

Lo primero que podemos analizar de los cuadros con resultados es que a la serie del Inter-10, compuesto solo por acciones que transan ADRs, el único evento que tiene un impacto significativo es el desempleo chileno ( ) y además influye en el primer momento de la serie. Dado este coeficiente, se podría decir que una sorpresa sobre un aumento en el desempleo se asociaría con una disminución en el exceso de rendimientos del Inter 10. Paralelamente podemos ver que este mismo tipo de anuncio afecta de manera similar a la muestra IPSA creada (limpia de ADR), en donde el coeficiente ( ) refleja lo mismo mencionado anteriormente para el Inter10, por lo que en primera instancia no habría una diferencia en el comportamiento entre estos dos tipos de activos ante sorpresas en los anuncios de desempleo. Cabe destacar además, que estos resultados son al igual que Bazán y Montes (2012) significativos, pero con el signo contrario para el IPC mexicano. Esta diferencia en el signo puede ir de la mano con lo expuesto por Funke y Matsuda (2002), en donde dependiendo el estado de la economía, el signo del coeficiente podría cambiar. En el caso de la muestra que fue usada en este estudio, y dado el signo negativo, se podría pensar que el mercado estimaba que la economía se encontraba contraída, por lo que no habrían factores negativos en que disminuya el desempleo, además esto se ajusta con el período en que fue hecho el estudio, el cual comprende la crisis del 2008.

Ahora, también podemos observar que después de que se den a conocer noticias sobre el desempleo, el mercado representado por el IPSA ajustado aumenta su volatilidad ( ). Estos resultados sobre la volatilidad con respecto al desempleo no concuerda con Bazán y Montes quien no encontró relación entre el desempleo y el Índice Selectivo de su país (México), pero si tiene sustento empírico en Brenner et al. (2009), quien encontró esta relación para el caso norteamericano.

En cuanto al IPSA ajustado, podemos ver que es afectado por todos los shocks locales en alguno de los momentos de sus series. El IPC afecta negativamente su rendimiento ( ) y el IMACEC positivamente ( ). Con

respecto a la volatilidad en los rendimientos del IPSA ajustado, los shocks en el IMACEC harían aumentar la volatilidad en la serie del IPSA ajustado

Por último, vemos que los shocks norteamericanos de desempleo e inflación no tienen impactos significativos en las series de rendimientos ni del Inter 10, ni de la muestra IPSA utilizada.

En cuanto al Dow Jones, como es de esperar, no es afectado por ninguna de los shocks sobre noticias locales chilenas y con respecto a los shocks del país del norte, el shock que sí lo afecta es el en relación al Nonfarm payroll, el cual afecta positivamente a la serie de rendimiento (

Finalmente, nuestros resultados son congruentes a estudios previos, en cuanto a la existencia del efecto apalancamiento , el cual fue significativo en todas las series de datos, y con todos los shocks. Esto refuerza el hecho de que shocks negativos afectan de mayor manera la volatilidad de las series respecto a shocks positivos.

Además de lo anterior, como se ve en los Anexos 7 y 8, en la ecuación de la media ambos rezagos del INTER10 son significativos. Recordemos que estos rezagos fueron modelados debido a efectos de microestructura, falta de sincronización en la operación y, por sobre todo, debido a que la convergencia hacia el equilibrio es gradual (Brenner et al., 2009). Si comparamos estos coeficientes con los entregados por el modelo para el IPSA ajustado y el Dow Jones<sup>5</sup> se ve que el segundo rezago de ambos no es significativo para ninguno de los modelos, con los distintos anuncios. Lo anterior se podría interpretar como que la convergencia hacia el equilibrio en estos dos últimos portfolios es más rápida que en el caso del INTER10.

---

<sup>5</sup> Anexos 7 y 8.

Además se ve que en la misma ecuación de la media, los coeficientes de la constante son significativos, el cual corresponde a un estimador insesgado del componente fijo de la media de los rendimientos.

**Cuadro N°5: Modelo EGARCH(1,1) para series de rendimientos en la cercanía de shocks de anuncios macroeconómicos chilenos.**

	INTER 10	IPSA ajustado	DOW JONES
$\gamma^{IPC}$	-0.001	-0.002	0.000
$t$	-1.343	-1.865	-0.059
$\tau^{IPC}$	<b>-0.106 ***</b>	<b>-0.118 ***</b>	<b>-0.150 ***</b>
$t$	-5.176	-3.092	-7.740
$\delta^{IPC}(1)$	<b>0.008</b>	<b>0.140</b>	<b>-0.264</b>
$t$	0.967	0.628	-1.489
$\delta^{IPC}(0)$	<b>0.136</b>	<b>0.060</b>	<b>0.146</b>
$t$	0.516	0.242	0.701
$\delta^{IPC}(-1)$	<b>-0.044</b>	<b>0.014</b>	<b>0.185</b>
$t$	0.767	0.070	1.284
$\gamma^{DES}$	<b>-0.002 ***</b>	<b>-0.003 ***</b>	<b>0.001</b>
$t$	-3.295	-2.918	0.964
$\tau^{DES}$	<b>-0.112 ***</b>	<b>-0.119 ***</b>	<b>-0.150 ***</b>
$t$	-5.372	-2.923	-7.873
$\delta^{DES}(1)$	<b>0.144</b>	<b>-0.053</b>	<b>0.147</b>
$t$	0.640	-0.214	0.667
$\delta^{DES}(0)$	<b>-0.243</b>	<b>-0.118</b>	<b>-0.220</b>
$t$	-0.885	-0.365	-0.888
$\delta^{DES}(-1)$	<b>0.368</b>	<b>0.438 *</b>	<b>0.126</b>
$t$	2.178	1.672	0.863
$\gamma^{IMACEC}$	<b>0.000</b>	<b>0.002 *</b>	<b>0.000</b>
$t$	0.128	1.779	0.375
$\tau^{IMACEC}$	<b>-0.105 ***</b>	<b>-0.126 ***</b>	<b>-0.149 ***</b>
$t$	-5.160	-3.328	-7.631
$\delta^{IMACEC}(1)$	<b>0.084</b>	<b>0.636 **</b>	<b>0.160</b>
$t$	0.404	2.134	1.057
$\delta^{IMACEC}(0)$	<b>0.030</b>	<b>-0.335</b>	<b>-0.179</b>
$t$	0.130	-1.067	-0.857
$\delta^{IMACEC}(-1)$	<b>-0.126</b>	<b>0.295</b>	<b>0.134</b>
$t$	-0.867	1.002	0.780

Notas: \*, \*\* y \*\*\* indican significancia al 10%, 5% y 1% respectivamente.

**Cuadro N°6: Modelo EGARCH(1,1) para series de rendimientos en la cercanía de shocks de anuncios macroeconómicos estadounidenses.**

	INTER 10	IPSA ajustado	DOW JONES
$\gamma^{USDES}$	0.000	0.001	-0.001
$t$	-0.454	0.755	-1.236
$\tau^{USDES}$	<b>-0.107 ***</b>	<b>-0.118 ***</b>	<b>-0.150 ***</b>
$t$	-5.319	-3.009	-7.926
$\delta^{USDES}(1)$	<b>0.262</b>	<b>0.081</b>	<b>0.184</b>
$t$	1.362	0.403	1.082
$\delta^{USDES}(0)$	<b>-0.160</b>	<b>-0.028</b>	<b>-0.127</b>
$t$	-0.634	-0.128	-0.571
$\delta^{USDES}(-1)$	<b>-0.137</b>	<b>0.116</b>	<b>-0.058</b>
$t$	-0.734	0.593	-0.334
$\gamma^{CPI}$	<b>0.000</b>	<b>-0.001</b>	<b>0.000</b>
$t$	-0.398	-0.892	-0.296
$\tau^{CPI}$	<b>-0.105 ***</b>	<b>-0.117 ***</b>	<b>-0.147 ***</b>
$t$	-5.146	-2.918	-7.892
$\delta^{CPI}(1)$	<b>0.057</b>	<b>-0.039</b>	<b>0.080</b>
$t$	0.369	-0.233	0.390
$\delta^{CPI}(0)$	<b>-0.083</b>	<b>-0.213</b>	<b>-0.025</b>
$t$	-0.408	-1.102	-0.114
$\delta^{CPI}(-1)$	<b>0.066</b>	<b>0.097</b>	<b>0.077</b>
$t$	0.411	0.475	0.520
$\gamma^{NFP}$	<b>0.000</b>	<b>0.001</b>	<b>0.002 *</b>
$t$	0.544	1.049	1.836
$\tau^{NFP}$	<b>-0.106 ***</b>	<b>-0.115 ***</b>	<b>-0.146 ***</b>
$t$	-5.172	-2.842	-7.577
$\delta^{NFP}(1)$	<b>-0.120</b>	<b>-0.215</b>	<b>0.266</b>
$t$	-0.761	-0.846	1.303
$\delta^{NFP}(0)$	<b>-0.009</b>	<b>0.276</b>	<b>-0.140</b>
$t$	-0.051	0.916	-0.651
$\delta^{NFP}(-1)$	<b>0.000</b>	<b>0.359</b>	<b>-0.134</b>
$t$	0.002	1.130	-1.021

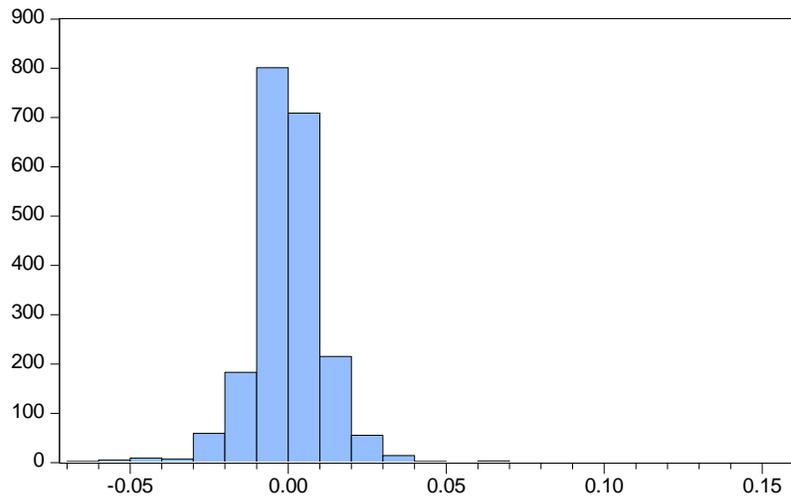
Notas: \*, \*\* y \*\*\* indican significancia al 10%, 5% y 1% respectivamente.

## Conclusiones

Esta investigación tuvo por objetivo contribuir empíricamente a la observación del comportamiento que podrían tener las empresas chilenas que transan ADRs, en cuanto a la reacción de sus series de rendimientos ante shocks en variables macroeconómicas chilenas y estadounidenses. Siendo consciente de las posibles limitaciones que el estudio pueda tener, se observó en la muestra utilizada y bajo la metodología expuesta que el índice INTER10, compuesto por acciones que transan ADRs, no actuaría de forma notablemente diferente ante distintos shocks en comparación a un portfolio chileno sin acciones con ADRs. Las diferencias serían que el índice INTER10 fue afectado significativamente solo por los shocks de desempleo chileno, en cambio el IPSA ajustado fue afectado por todos los shocks nacionales en alguno de los momentos de su serie de rendimiento. Sin embargo, en términos más generales, este índice tendría un comportamiento más parecido a sus equivalentes chilenas que al índice norteamericano Dow Jones, resultado que a primeras no sería extraño. Además, fue posible observar que el índice respondía significativamente a los shocks locales más que a shocks del mercado norteamericano. Por otro lado, dado los resultados obtenidos, se evidenció la presencia del efecto apalancamiento en las tres series de rendimientos, lo cual nos dice que los mercados tendrían reacciones diferentes ante distintos tipos de shocks, habiendo efectos de mayor volatilidad en proximidades de noticias “malas” que con noticias “buenas”. Por último, se podría pensar que los índices IPSA ajustado y Dow Jones incorporan más rápidamente los shocks que el índice INTER10.

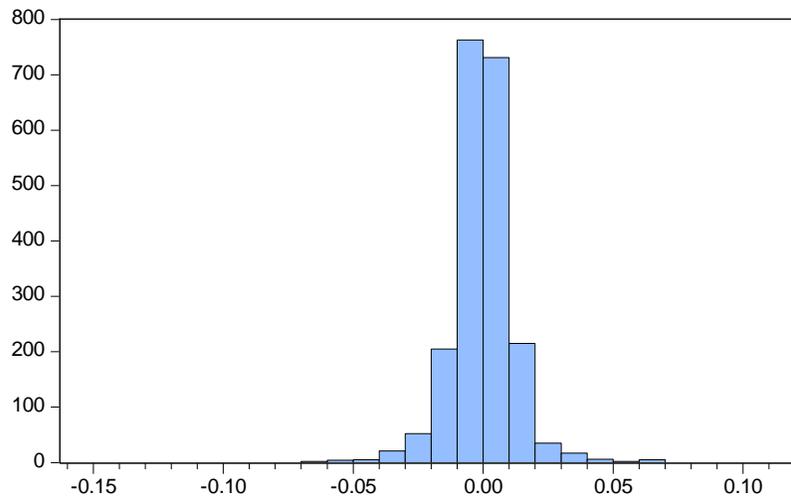
## Anexos

### Anexo 1: Histograma para INTER10.



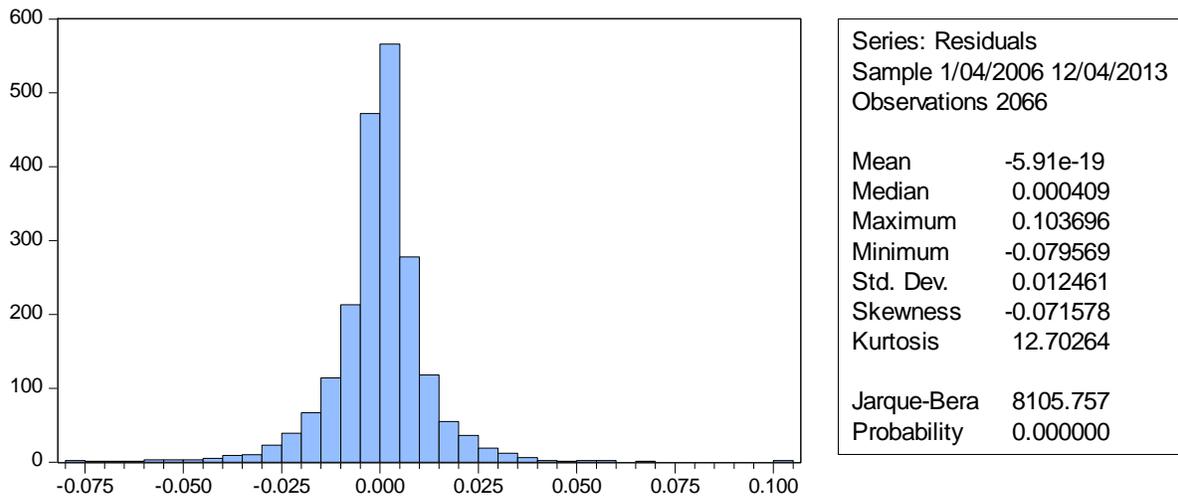
Series: Residuals	
Sample 1/04/2006 12/04/2013	
Observations 2066	
Mean	1.87e-19
Median	-0.000203
Maximum	0.153583
Minimum	-0.067019
Std. Dev.	0.011906
Skewness	0.780794
Kurtosis	20.32340
Jarque-Bera	26043.54
Probability	0.000000

### Anexo 2: Histograma para IPSA ajustado.



Series: Residuals	
Sample 1/04/2006 12/04/2013	
Observations 2066	
Mean	2.05e-20
Median	-0.000147
Maximum	0.110123
Minimum	-0.159099
Std. Dev.	0.012580
Skewness	-0.513711
Kurtosis	21.78228
Jarque-Bera	30458.82
Probability	0.000000

### Anexo 3: Histograma para Dow Jones.



### Anexo 4: test de Dickey Fuller para INTER10.

Null Hypothesis: INTER has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-40.44728	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433315	
5% level	-2.862736	
10% level	-2.567453	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(INTER)  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/07/14 Time: 11:26  
 Sample (adjusted): 1/03/2006 12/04/2013  
 Included observations: 2067 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INTER(-1)	-0.884080	0.021858	-40.44728	0.0000
C	0.000404	0.000263	1.537170	0.1244
R-squared	0.442040	Mean dependent var		1.29E-07
Adjusted R-squared	0.441770	S.D. dependent var		0.015978
S.E. of regression	0.011938	Akaike info criterion		-6.017248
Sum squared resid	0.294285	Schwarz criterion		-6.011797
Log likelihood	6220.826	Hannan-Quinn criter.		-6.015250
F-statistic	1635.983	Durbin-Watson stat		1.984729
Prob(F-statistic)	0.000000			

## Anexo 5: test de Dickey Fuller para IPSA ajustado.

Null Hypothesis: IPSA has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-40.16722	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433315	
5% level	-2.862736	
10% level	-2.567453	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IPSA)

Method: Least Squares

Date: 01/07/14 Time: 11:29

Sample (adjusted): 1/03/2006 12/04/2013

Included observations: 2067 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPSA(-1)	-0.876936	0.021832	-40.16722	0.0000
C	0.000367	0.000277	1.325496	0.1852
R-squared	0.438615	Mean dependent var		6.39E-06
Adjusted R-squared	0.438344	S.D. dependent var		0.016788
S.E. of regression	0.012582	Akaike info criterion		-5.912207
Sum squared resid	0.326879	Schwarz criterion		-5.906756
Log likelihood	6112.266	Hannan-Quinn criter.		-5.910209
F-statistic	1613.405	Durbin-Watson stat		2.002777
Prob(F-statistic)	0.000000			

## Anexo 6: test de Dickey Fuller para Dow Jones.

Null Hypothesis: DOW has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-36.30723	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433317	
5% level	-2.862737	
10% level	-2.567453	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DOW)

Method: Least Squares

Date: 01/07/14 Time: 11:29

Sample (adjusted): 1/04/2006 12/04/2013

Included observations: 2066 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DOW(-1)	-1.191606	0.032820	-36.30723	0.0000
D(DOW(-1))	0.067278	0.021963	3.063191	0.0022
C	0.000316	0.000274	1.150573	0.2500
R-squared	0.560349	Mean dependent var		-6.62E-06
Adjusted R-squared	0.559922	S.D. dependent var		0.018794
S.E. of regression	0.012467	Akaike info criterion		-5.929941
Sum squared resid	0.320667	Schwarz criterion		-5.921760
Log likelihood	6128.629	Hannan-Quinn criter.		-5.926942
F-statistic	1314.677	Durbin-Watson stat		1.996732
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Anexo 7: Modelo EGARCH(1,1). Cuadro resumen ecuación media de rendimientos con shocks nacionales.**

	<b>INTER 10</b>	<b>IPSA ajustado</b>	<b>DOW JONES</b>
$\mu^{IPC}$	0.000365 *	0.000558 **	0.000291
$t$	1.930959	2.467543	1.637186
$\rho_1^{IPC}$	0.171263 ***	0.154075 ***	-0.048967 **
$t$	6.976292	6.951974	-2.252862
$\rho_2^{IPC}$	-0.041991 **	0.011593	-0.013506
$t$	-1.809194	0.446158	-0.587924
$\gamma^{IPC}$	-0.001231	-0.002242 *	-4.10E-05
$t$	-1.342968	-1.865193	-0.059265
$\mu^{DES}$	0.000298	0.000421 *	0.000228
$t$	1.557199	1.900304	1.226103
$\rho_1^{DES}$	0.173887 ***	0.154394 ***	-0.065399 ***
$t$	7.321144	6.851978	-2.788886
$\rho_2^{DES}$	-0.041712 *	0.026146	-0.010021
$t$	-1.826416	0.981038	-0.439171
$\gamma^{DES}$	-0.002422 ***	-0.002773 ***	0.000657
$t$	-3.295287	-2.917675	0.963552
$\mu^{IMACEC}$	0.000381 **	0.000538 **	0.000302 *
$t$	2.021907	2.233503	1.693485
$\rho_1^{IMACEC}$	0.171102 ***	0.146331 ***	-0.050806 **
$t$	6.983772	6.34991	-2.341352
$\rho_2^{IMACEC}$	-0.042435 *	0.026704	-0.011991
$t$	-1.827362	1.043475	-0.523926
$\gamma^{IMACEC}$	0.000117	0.002449 *	0.000284
$t$	0.128187	1.778767	0.375445

Notas: \*, \*\* y \*\*\* indican significancia al 10%, 5% y 1% respectivamente.

**Anexo 8: Modelo EGARCH(1,1). Cuadro resumen ecuación media de rendimientos con shocks estadounidenses.**

	INTER 10	IPSA ajustado	DOW JONES
$\mu^{USDES}$	0.000372 **	0.000533 *	0.000276
$t$	1.971138	2.314352	1.517092
$\rho_1^{USDES}$	0.171775 ***	0.154257 ***	-0.051461 **
$t$	7.094302	6.99309	-2.338183
$\rho_2^{USDES}$	-0.043816 *	0.019853	-0.013927
$t$	-1.882241	0.747299	-0.610303
$\gamma^{USDES}$	-0.000455	0.000927	-0.001004
$t$	-0.454208	0.755191	-1.235822
$\mu^{CPI}$	0.000371 *	0.000523 **	0.000232
$t$	1.960167	2.27418	1.249213
$\rho_1^{CPI}$	0.171635 ***	0.155308 ***	-0.065693 ***
$t$	6.975208	6.940636	-2.839611
$\rho_2^{CPI}$	-0.043096 *	0.020122	-0.010167
$t$	-1.855399	0.768384	-0.445353
$\gamma^{CPI}$	-0.000447	-0.001062	-0.000275
$t$	-0.397858	-0.891992	-0.296165
$\mu^{NFP}$	0.000357 *	0.0005 **	0.000307 *
$t$	1.879965	2.148724	1.710829
$\rho_1^{NFP}$	0.171579 ***	0.151777 ***	-0.052561 **
$t$	7.003191	6.766638	-2.406232
$\rho_2^{NFP}$	-0.042204 *	0.011996	-0.016411
$t$	-1.819496	0.457477	-0.722155
$\gamma^{NFP}$	0.000429	0.001108	0.001641 *
$t$	0.54391	1.049432	1.836321

Notas: \*, \*\* y \*\*\* indican significancia al 10%, 5% y 1% respectivamente.

## **Anexo 9: Modelo GARCH(1,1)**

Paralelamente a la utilización del modelo EGARCH(1,1), el cual toma en consideración las asimetrías entre los efectos de shocks “negativos” y “positivos”, se realizó el estudio bajo un modelo GARCH (1,1), con la siguiente especificación:

—

Este modelo, bajo las mismas especificaciones que el modelo EGARCH(1,1) explicado anteriormente. Las únicas salvedades son que como en este caso se modela la varianza en vez del logaritmo de la varianza (como en el modelo EGARCH), por esto, los coeficientes  $\alpha_1$  , y  $\alpha_2$  deben ser mayores que cero.

## Anexo 10: Modelo GARCH(1,1) para INTER10 con shocks del IPC chileno.

Dependent Variable: INTER

Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution

Date: 12/30/13 Time: 14:28

Sample (adjusted): 1/04/2006 12/04/2013

Included observations: 2066 after adjustments

Convergence achieved after 12 iterations

Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)\*RESID(-1)^2 + C(7)\*GARCH(-1) + C(8)\*IPCCL1ME +  
C(9)\*IPCCL + C(10)\*IPCCL1MA

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000679	0.000188	3.614742	0.0003
INTER1	0.159776	0.025228	6.333182	0.0000
INTER2	-0.056717	0.024376	-2.326772	0.0200
IPCCL_NORM	-0.000811	0.000909	-0.892479	0.3721

### Variance Equation

C	2.91E-06	8.77E-07	3.317110	0.0009
RESID(-1)^2	0.141439	0.022102	6.399449	0.0000
GARCH(-1)	0.841455	0.020537	40.97189	0.0000
IPCCL1ME	-8.22E-06	7.37E-06	-1.115650	0.2646
IPCCL	7.40E-06	1.00E-05	0.740012	0.4593
IPCCL1MA	1.11E-06	1.05E-05	0.105682	0.9158

R-squared	0.014979	Mean dependent var	0.000444
Adjusted R-squared	0.013546	S.D. dependent var	0.012005
S.E. of regression	0.011924	Akaike info criterion	-6.414824
Sum squared resid	0.293161	Schwarz criterion	-6.387557
Log likelihood	6636.513	Hannan-Quinn criter.	-6.404828
Durbin-Watson stat	2.082638		

## Anexo 11: Modelo GARCH(1,1) para INTER10 con shocks del desempleo chileno.

Dependent Variable: INTER

Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution

Date: 12/30/13 Time: 14:29

Sample (adjusted): 1/04/2006 12/04/2013

Included observations: 2066 after adjustments

Convergence achieved after 24 iterations

Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)\*RESID(-1)^2 + C(7)\*GARCH(-1) + C(8)\*DESCHI1ME  
+ C(9)\*DESCHI + C(10)\*DESCHI1MA

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000641	0.000189	3.399720	0.0007
INTER1	0.160877	0.025083	6.413805	0.0000
INTER2	-0.057366	0.024317	-2.359115	0.0183
DESCHI_NORM	-0.002232	0.000785	-2.842098	0.0045

### Variance Equation

C	2.53E-06	9.43E-07	2.686214	0.0072
RESID(-1)^2	0.138567	0.021850	6.341660	0.0000
GARCH(-1)	0.844088	0.020499	41.17711	0.0000
DESCHI1ME	-3.84E-07	9.39E-06	-0.040863	0.9674
DESCHI	-3.56E-06	1.12E-05	-0.317265	0.7510
DESCHI1MA	1.32E-05	9.35E-06	1.411276	0.1582

R-squared	0.018020	Mean dependent var	0.000444
Adjusted R-squared	0.016591	S.D. dependent var	0.012005
S.E. of regression	0.011905	Akaike info criterion	-6.419416
Sum squared resid	0.292256	Schwarz criterion	-6.392149
Log likelihood	6641.257	Hannan-Quinn criter.	-6.409421
Durbin-Watson stat	2.079855		

## Anexo 12: Modelo GARCH(1,1) para INTER10 con shocks del Imacec chileno.

Dependent Variable: INTER

Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution

Date: 12/30/13 Time: 14:31

Sample (adjusted): 1/04/2006 12/04/2013

Included observations: 2066 after adjustments

Convergence achieved after 13 iterations

Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)\*RESID(-1)^2 + C(7)\*GARCH(-1) + C(8)\*IMACEC1ME  
+ C(9)\*IMACEC + C(10)\*IMACEC1MA

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000690	0.000187	3.695476	0.0002
INTER1	0.161674	0.025070	6.448781	0.0000
INTER2	-0.058390	0.024289	-2.403998	0.0162
IMACEC_NORM	-0.000339	0.000930	-0.365107	0.7150

### Variance Equation

C	3.19E-06	8.68E-07	3.679988	0.0002
RESID(-1)^2	0.143827	0.021651	6.643051	0.0000
GARCH(-1)	0.839255	0.020353	41.23526	0.0000
IMACEC1ME	1.24E-05	1.59E-05	0.780653	0.4350
IMACEC	-6.79E-06	1.61E-05	-0.422646	0.6726
IMACEC1MA	-1.22E-05	8.84E-06	-1.377364	0.1684

R-squared	0.014151	Mean dependent var	0.000444
Adjusted R-squared	0.012717	S.D. dependent var	0.012005
S.E. of regression	0.011929	Akaike info criterion	-6.415733
Sum squared resid	0.293408	Schwarz criterion	-6.388466
Log likelihood	6637.452	Hannan-Quinn criter.	-6.405738
Durbin-Watson stat	2.084457		

### Anexo 13: Modelo GARCH(1,1) para INTER10 con shocks del desempleo estadounidense.

Dependent Variable: INTER

Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution

Date: 12/30/13 Time: 14:31

Sample (adjusted): 1/04/2006 12/04/2013

Included observations: 2066 after adjustments

Convergence achieved after 12 iterations

Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)\*RESID(-1)^2 + C(7)\*GARCH(-1) + C(8)\*DESUS1ME +  
C(9)\*DESUS + C(10)\*DESUS1MA

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000698	0.000187	3.742486	0.0002
INTER1	0.160646	0.025006	6.424193	0.0000
INTER2	-0.057099	0.024497	-2.330892	0.0198
DESUS_NORM	-0.000758	0.000956	-0.792235	0.4282

#### Variance Equation

C	2.74E-06	8.70E-07	3.152538	0.0016
RESID(-1)^2	0.140118	0.021656	6.470125	0.0000
GARCH(-1)	0.841943	0.020526	41.01786	0.0000
DESUS1ME	2.48E-05	1.83E-05	1.356299	0.1750
DESUS	-2.25E-05	1.85E-05	-1.215826	0.2241
DESUS1MA	3.96E-06	1.25E-05	0.318030	0.7505

R-squared	0.015013	Mean dependent var	0.000444
Adjusted R-squared	0.013580	S.D. dependent var	0.012005
S.E. of regression	0.011923	Akaike info criterion	-6.416709
Sum squared resid	0.293151	Schwarz criterion	-6.389442
Log likelihood	6638.461	Hannan-Quinn criter.	-6.406714
Durbin-Watson stat	2.081759		

## Anexo 14: Modelo GARCH(1,1) para INTER10 con shocks del IPC estadounidense.

Dependent Variable: INTER

Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution

Date: 12/30/13 Time: 14:32

Sample (adjusted): 1/04/2006 12/04/2013

Included observations: 2066 after adjustments

Convergence achieved after 11 iterations

Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)\*RESID(-1)^2 + C(7)\*GARCH(-1) + C(8)\*USIPC1ME +  
C(9)\*USIPC + C(10)\*USIPC1MA

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000705	0.000188	3.739647	0.0002
INTER1	0.159008	0.025263	6.294038	0.0000
INTER2	-0.060490	0.024275	-2.491856	0.0127
USIPC_NORM	-9.09E-05	0.001095	-0.083043	0.9338

### Variance Equation

C	2.59E-06	7.39E-07	3.507344	0.0005
RESID(-1)^2	0.142931	0.021759	6.568668	0.0000
GARCH(-1)	0.842027	0.020167	41.75245	0.0000
USIPC1ME	2.59E-05	2.42E-05	1.072224	0.2836
USIPC	-1.24E-05	2.59E-05	-0.477851	0.6328
USIPC1MA	-7.01E-06	1.66E-05	-0.421984	0.6730

R-squared	0.014577	Mean dependent var	0.000444
Adjusted R-squared	0.013143	S.D. dependent var	0.012005
S.E. of regression	0.011926	Akaike info criterion	-6.416341
Sum squared resid	0.293281	Schwarz criterion	-6.389074
Log likelihood	6638.081	Hannan-Quinn criter.	-6.406346
Durbin-Watson stat	2.079430		

## Anexo 15: Modelo GARCH(1,1) para INTER10 con shocks del Nonfarm payroll estadounidense.

Dependent Variable: INTER

Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution

Date: 12/30/13 Time: 14:32

Sample (adjusted): 1/04/2006 12/04/2013

Included observations: 2066 after adjustments

Convergence achieved after 14 iterations

Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)\*RESID(-1)^2 + C(7)\*GARCH(-1) + C(8)\*NFP1ME +  
C(9)\*NFP + C(10)\*NFP1MA

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000687	0.000186	3.693270	0.0002
INTER1	0.158509	0.025074	6.321777	0.0000
INTER2	-0.055452	0.024344	-2.277864	0.0227
NFP_NORM	0.000987	0.000868	1.137152	0.2555

### Variance Equation

C	2.78E-06	8.80E-07	3.161595	0.0016
RESID(-1)^2	0.141646	0.021886	6.471937	0.0000
GARCH(-1)	0.841968	0.020499	41.07311	0.0000
NFP1ME	2.65E-06	1.11E-05	0.239550	0.8107
NFP	-8.78E-06	1.17E-05	-0.750670	0.4529
NFP1MA	8.14E-06	1.10E-05	0.742482	0.4578

R-squared	0.014430	Mean dependent var	0.000444
Adjusted R-squared	0.012996	S.D. dependent var	0.012005
S.E. of regression	0.011927	Akaike info criterion	-6.415205
Sum squared resid	0.293325	Schwarz criterion	-6.387938
Log likelihood	6636.907	Hannan-Quinn criter.	-6.405209
Durbin-Watson stat	2.079025		

## Anexo 16: Modelo GARCH(1,1) para IPSA ajustado con shocks del IPC chileno.

Dependent Variable: IPSA

Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution

Date: 12/30/13 Time: 14:33

Sample (adjusted): 1/04/2006 12/04/2013

Included observations: 2066 after adjustments

Convergence achieved after 254 iterations

Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)\*RESID(-1)^2 + C(7)\*GARCH(-1) + C(8)\*IPCCL1ME +  
C(9)\*IPCCL + C(10)\*IPCCL1MA

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000825	0.000207	3.985856	0.0001
IPSA1	0.170483	0.026312	6.479287	0.0000
IPSA2	0.028826	0.039824	0.723841	0.4692
IPCCL_NORM	-0.001488	0.001203	-1.237193	0.2160

### Variance Equation

C	6.55E-06	1.62E-06	4.035886	0.0001
RESID(-1)^2	0.179984	0.044498	4.044757	0.0001
GARCH(-1)	0.792882	0.030689	25.83573	0.0000
IPCCL1ME	8.51E-06	1.86E-05	0.457677	0.6472
IPCCL	-1.04E-05	1.72E-05	-0.605823	0.5446
IPCCL1MA	4.68E-05	5.78E-05	0.810151	0.4179

R-squared	0.011500	Mean dependent var	0.000416
Adjusted R-squared	0.010062	S.D. dependent var	0.012678
S.E. of regression	0.012614	Akaike info criterion	-6.133588
Sum squared resid	0.328086	Schwarz criterion	-6.106321
Log likelihood	6345.996	Hannan-Quinn criter.	-6.123593
Durbin-Watson stat	2.092858		

## Anexo 17: Modelo GARCH(1,1) para IPSA ajustado con shocks del desempleo chileno.

Dependent Variable: IPSA

Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution

Date: 12/30/13 Time: 14:36

Sample (adjusted): 1/04/2006 12/04/2013

Included observations: 2066 after adjustments

Convergence achieved after 118 iterations

Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.2)

GARCH = C(5) + C(6)\*RESID(-1)^2 + C(7)\*GARCH(-1) + C(8)\*DESCHI1ME  
+ C(9)\*DESCHI + C(10)\*DESCHI1MA

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000789	0.000203	3.897196	0.0001
IPSA1	0.163601	0.024998	6.544457	0.0000
IPSA2	0.037448	0.042870	0.873517	0.3824
DESCHI_NORM	-0.002301	0.000913	-2.519721	0.0117

### Variance Equation

C	4.33E-06	3.04E-07	14.27196	0.0000
RESID(-1)^2	0.172331	0.033961	5.074331	0.0000
GARCH(-1)	0.815890	0.016760	48.68033	0.0000
DESCHI1ME	-1.74E-05	4.17E-06	-4.165278	0.0000
DESCHI	6.52E-06	1.01E-05	0.643116	0.5201
DESCHI1MA	5.64E-05	2.64E-05	2.141518	0.0322

R-squared	0.014256	Mean dependent var	0.000416
Adjusted R-squared	0.012821	S.D. dependent var	0.012678
S.E. of regression	0.012596	Akaike info criterion	-6.143275
Sum squared resid	0.327171	Schwarz criterion	-6.116007
Log likelihood	6356.003	Hannan-Quinn criter.	-6.133279
Durbin-Watson stat	2.073100		

## Anexo 18: Modelo GARCH(1,1) para IPSA ajustado con shocks del Imacec chileno.

Dependent Variable: IPSA

Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution

Date: 12/30/13 Time: 14:36

Sample (adjusted): 1/04/2006 12/04/2013

Included observations: 2066 after adjustments

Convergence achieved after 84 iterations

Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)\*RESID(-1)^2 + C(7)\*GARCH(-1) + C(8)\*IMACEC1ME  
+ C(9)\*IMACEC + C(10)\*IMACEC1MA

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000868	0.000211	4.107622	0.0000
IPSA1	0.159028	0.025650	6.199964	0.0000
IPSA2	0.020997	0.030843	0.680769	0.4960
IMACEC_NORM	0.001893	0.001262	1.500285	0.1335

### Variance Equation

C	3.92E-06	1.58E-06	2.482492	0.0130
RESID(-1)^2	0.160368	0.025717	6.235815	0.0000
GARCH(-1)	0.809899	0.020796	38.94566	0.0000
IMACEC1ME	7.35E-05	5.47E-05	1.343379	0.1791
IMACEC	-4.62E-05	4.64E-05	-0.995350	0.3196
IMACEC1MA	7.01E-05	7.85E-05	0.894013	0.3713

R-squared	0.012824	Mean dependent var	0.000416
Adjusted R-squared	0.011387	S.D. dependent var	0.012678
S.E. of regression	0.012605	Akaike info criterion	-6.153607
Sum squared resid	0.327646	Schwarz criterion	-6.126340
Log likelihood	6366.676	Hannan-Quinn criter.	-6.143612
Durbin-Watson stat	2.066316		

## Anexo 19: Modelo GARCH(1,1) para IPSA ajustado con shocks del desempleo estadounidense.

Dependent Variable: IPSA

Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution

Date: 12/30/13 Time: 14:37

Sample (adjusted): 1/04/2006 12/04/2013

Included observations: 2066 after adjustments

Convergence achieved after 84 iterations

Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)\*RESID(-1)^2 + C(7)\*GARCH(-1) + C(8)\*DESUS1ME +  
C(9)\*DESUS + C(10)\*DESUS1MA

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000772	0.000205	3.772045	0.0002
IPSA1	0.169954	0.025941	6.551669	0.0000
IPSA2	0.033678	0.039391	0.854961	0.3926
DESUS_NORM	-0.001894	0.002399	-0.789441	0.4299

### Variance Equation

C	5.22E-06	1.33E-06	3.929199	0.0001
RESID(-1)^2	0.161255	0.036207	4.453671	0.0000
GARCH(-1)	0.814982	0.023452	34.75043	0.0000
DESUS1ME	1.42E-05	1.47E-05	0.965563	0.3343
DESUS	-3.00E-06	2.34E-05	-0.128234	0.8980
DESUS1MA	3.94E-05	5.32E-05	0.740067	0.4593

R-squared	0.010816	Mean dependent var	0.000416
Adjusted R-squared	0.009377	S.D. dependent var	0.012678
S.E. of regression	0.012618	Akaike info criterion	-6.135381
Sum squared resid	0.328313	Schwarz criterion	-6.108114
Log likelihood	6347.849	Hannan-Quinn criter.	-6.125386
Durbin-Watson stat	2.086291		

## Anexo 20: Modelo GARCH(1,1) para IPSA ajustado con shocks del IPC estadounidense.

Dependent Variable: IPSA

Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution

Date: 12/30/13 Time: 14:42

Sample (adjusted): 1/04/2006 12/04/2013

Included observations: 2066 after adjustments

Convergence achieved after 114 iterations

Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.3)

GARCH = C(5) + C(6)\*RESID(-1)^2 + C(7)\*GARCH(-1) + C(8)\*USIPC1ME +  
C(9)\*USIPC + C(10)\*USIPC1MA

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000827	0.000206	4.010681	0.0001
IPSA1	0.169521	0.025431	6.665888	0.0000
IPSA2	0.036568	0.044605	0.819806	0.4123
USIPC_NORM	-0.001537	0.001318	-1.166058	0.2436

### Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	6.24E-06	1.66E-06	3.758316	0.0002
RESID(-1)^2	0.176036	0.044493	3.956465	0.0001
GARCH(-1)	0.812148	0.021291	38.14535	0.0000
USIPC1ME	1.78E-05	2.52E-05	0.704754	0.4810
USIPC	-1.25E-05	2.70E-05	-0.463144	0.6433
USIPC1MA	-1.14E-05	2.29E-05	-0.497147	0.6191

R-squared	0.009908	Mean dependent var	0.000416
Adjusted R-squared	0.008467	S.D. dependent var	0.012678
S.E. of regression	0.012624	Akaike info criterion	-6.129761
Sum squared resid	0.328614	Schwarz criterion	-6.102494
Log likelihood	6342.043	Hannan-Quinn criter.	-6.119766
Durbin-Watson stat	2.084166		

## Anexo 21: Modelo GARCH(1,1) para IPSA ajustado con shocks del Nonfarm payroll estadounidense.

Dependent Variable: IPSA

Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution

Date: 12/30/13 Time: 14:43

Sample (adjusted): 1/04/2006 12/04/2013

Included observations: 2066 after adjustments

Convergence achieved after 82 iterations

Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)\*RESID(-1)^2 + C(7)\*GARCH(-1) + C(8)\*NFP1ME +  
C(9)\*NFP + C(10)\*NFP1MA

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000748	0.000205	3.642504	0.0003
IPSA1	0.158782	0.025136	6.316987	0.0000
IPSA2	0.029758	0.033133	0.898135	0.3691
NFP_NORM	-0.000163	0.001889	-0.086289	0.9312

### Variance Equation

C	4.16E-06	1.35E-06	3.085737	0.0020
RESID(-1)^2	0.149051	0.030046	4.960726	0.0000
GARCH(-1)	0.825205	0.024993	33.01785	0.0000
NFP1ME	-2.98E-06	1.25E-05	-0.237951	0.8119
NFP	-7.43E-07	1.41E-05	-0.052822	0.9579
NFP1MA	7.70E-05	7.72E-05	0.998289	0.3181

R-squared	0.012277	Mean dependent var	0.000416
Adjusted R-squared	0.010840	S.D. dependent var	0.012678
S.E. of regression	0.012609	Akaike info criterion	-6.144661
Sum squared resid	0.327828	Schwarz criterion	-6.117394
Log likelihood	6357.435	Hannan-Quinn criter.	-6.134666
Durbin-Watson stat	2.066001		

## Anexo 22: Modelo GARCH(1,1) para Dow Jones con shocks del desempleo estadounidense.

Dependent Variable: DOW

Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution

Date: 01/02/14 Time: 16:41

Sample (adjusted): 1/04/2006 12/04/2013

Included observations: 2066 after adjustments

Convergence achieved after 16 iterations

Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)\*RESID(-1)^2 + C(7)\*GARCH(-1) + C(8)\*DESUS1ME +  
C(9)\*DESUS + C(10)\*DESUS1MA

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000733	0.000176	4.175908	0.0000
DOW1	-0.059949	0.022090	-2.713801	0.0067
DOW2	-0.016022	0.023427	-0.683905	0.4940
DESUS_NORM	-0.000298	0.001018	-0.292895	0.7696

### Variance Equation

C	1.96E-06	8.13E-07	2.411485	0.0159
RESID(-1)^2	0.098499	0.015330	6.425204	0.0000
GARCH(-1)	0.885751	0.017232	51.40219	0.0000
DESUS1ME	3.00E-05	1.96E-05	1.529870	0.1260
DESUS	-1.34E-05	2.31E-05	-0.578605	0.5629
DESUS1MA	-1.97E-05	1.41E-05	-1.403939	0.1603

R-squared	0.010873	Mean dependent var	0.000264
Adjusted R-squared	0.009434	S.D. dependent var	0.012575
S.E. of regression	0.012516	Akaike info criterion	-6.492336
Sum squared resid	0.323008	Schwarz criterion	-6.465069
Log likelihood	6716.583	Hannan-Quinn criter.	-6.482341
Durbin-Watson stat	2.119949		

## Anexo 23: Modelo GARCH(1,1) para Dow Jones con shocks del IPC estadounidense.

Dependent Variable: DOW

Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution

Date: 01/02/14 Time: 16:43

Sample (adjusted): 1/04/2006 12/04/2013

Included observations: 2066 after adjustments

Convergence achieved after 33 iterations

Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)\*RESID(-1)^2 + C(7)\*GARCH(-1) + C(8)\*USIPC1ME +  
C(9)\*USIPC + C(10)\*USIPC1MA

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000795	0.000176	4.507479	0.0000
DOW1	-0.057716	0.022303	-2.587811	0.0097
DOW2	-0.018280	0.023411	-0.780844	0.4349
USIPC_NORM	0.000161	0.000847	0.190549	0.8489

### Variance Equation

C	1.25E-06	5.67E-07	2.199492	0.0278
RESID(-1)^2	0.101693	0.015765	6.450580	0.0000
GARCH(-1)	0.886149	0.016526	53.62007	0.0000
USIPC1ME	8.39E-06	1.42E-05	0.590367	0.5549
USIPC	-1.27E-05	1.30E-05	-0.983149	0.3255
USIPC1MA	1.71E-05	1.14E-05	1.502301	0.1330

R-squared	0.010304	Mean dependent var	0.000264
Adjusted R-squared	0.008864	S.D. dependent var	0.012575
S.E. of regression	0.012520	Akaike info criterion	-6.490116
Sum squared resid	0.323194	Schwarz criterion	-6.462849
Log likelihood	6714.290	Hannan-Quinn criter.	-6.480121
Durbin-Watson stat	2.123705		

## Anexo 24: Modelo GARCH(1,1) para Dow Jones con shocks del Nonfarm payroll estadounidense.

Dependent Variable: DOW

Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution

Date: 01/02/14 Time: 16:44

Sample (adjusted): 1/04/2006 12/04/2013

Included observations: 2066 after adjustments

Convergence achieved after 18 iterations

Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)\*RESID(-1)^2 + C(7)\*GARCH(-1) + C(8)\*NFP1ME +  
C(9)\*NFP + C(10)\*NFP1MA

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000736	0.000176	4.190673	0.0000
DOW1	-0.061595	0.022124	-2.784122	0.0054
DOW2	-0.020639	0.023118	-0.892807	0.3720
NFP_NORM	0.003214	0.000908	3.540253	0.0004

### Variance Equation

C	2.10E-06	7.91E-07	2.657953	0.0079
RESID(-1)^2	0.104576	0.015365	6.806148	0.0000
GARCH(-1)	0.881470	0.016960	51.97341	0.0000
NFP1ME	2.61E-05	2.12E-05	1.231900	0.2180
NFP	-1.25E-05	2.20E-05	-0.568035	0.5700
NFP1MA	-2.26E-05	1.13E-05	-1.991282	0.0464

R-squared	0.012383	Mean dependent var	0.000264
Adjusted R-squared	0.010946	S.D. dependent var	0.012575
S.E. of regression	0.012506	Akaike info criterion	-6.498024
Sum squared resid	0.322515	Schwarz criterion	-6.470757
Log likelihood	6722.459	Hannan-Quinn criter.	-6.488028
Durbin-Watson stat	2.118049		

## Bibliografía

Agudelo, D. A., Álvarez, A. M., & Osorno, Y. T. (2009). Reacción de los mercados accionarios latinoamericanos a los anuncios macroeconómicos.

Agudelo, D. A., & Gutierrez, A. (2011). Anuncios macroeconómicos y mercados Accionarios: El caso Latinoamericano.

Albuquerque, R. y C. Vega (2007), "Economic News and International Stock Market Co-movement", working paper.

Balduzzi, P., Elton, E. J., & Green, T. C. (2001). Economic news and bond prices: Evidence from the US Treasury market. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36(4), 523-544.

Bazán, R. C., & Montes, M. P. S. (2012). Impacto de sorpresas macroeconómicas de México y Estados Unidos sobre el mercado accionario mexicano.

Bollerslev, T., & Wooldridge, J. M. (1992). Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances. *Econometric reviews*, 11(2), 143-172.

Brenner, M., Pasquariello, P., & Subrahmanyam, M. (2009). On the volatility and comovement of US financial markets around macroeconomic news announcements. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(6), 1265.

Chen, N., R. Roll y S. Ross (1986), "Economic Forces and the Stock Market", *Journal of Business*, 59 (3), pp. 383-403.

Engle, R. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50 (4), pp. 987-1008.

Fama, E. F. (1970), "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *The Journal of Finance*, 25 (2), pp. 383-417.

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

Fuentes, J. R., Gregoire, J., & Lillo, S. Z. (2006). Factores macroeconómicos en retornos accionarios chilenos. Banco Central de Chile.

Funke, N., & Matsuda, A. (2006). Macroeconomic news and stock returns in the United States and Germany. *German Economic Review*, 7(2), 189-210.

Haar, Jerry, K. Dandapani, y S. Haar, (1990), "The American Depositary Receipt (ADR): A Creative Financial Tool for Multinational Companies," *Global Finance Journal*, 1, 2, 163-171.

Jones, C. M., Lamont, O., & Lumsdaine, R. L. (1998). Macroeconomic news and bond market volatility. *Journal of Financial Economics*, 47(3), 315-337.

Kim, S, McKenzie, M. D., y Faff. R. W.(2004). Macroeconomic news announcements and the role of expectations: evidence for US bond, stock and foreign exchange markets. *Journal of Multinational Financial Managemen*. 14, 217–232.

López Herrera, F., & Vázquez Téllez, F. J. (2009). Variables económicas y un modelo multifactorial para la bolsa mexicana de valores: análisis empírico sobre una muestra de activos<sup>1</sup>. *Academia Revista Latinoamericana de Administración*, (29), 5-28.

Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 867-887.

Romer, D. (1992), "Rational Asset Price Movements without News", working paper 4121 National Bureau of Economic Research (nber).

Rosenthal, L. (1983). An empirical test of the efficiency of the ADR market. *Journal of Banking & Finance*, 7(1), 17-29.

Ross, S. (1976), "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, 13 (3), pp. 341-360.

Savor, P., & Wilson, M. (2009). How much do investors care about macroeconomic risk?: evidence from scheduled economic announcements. Rodney L. White Center for Financial Research, The Wharton School, University of Pennsylvania.

Tsay, R. S. (2005). *Analysis of financial time series* (Vol. 543). Wiley. com.