



UNIVERSIDAD DE CHILE

Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas

Escuela de Postgrado Economía y Negocios

**“Flujos de Capitales Internacionales, búsqueda de retornos: Evidencia empírica
en Latinoamérica”**

Tesis para optar al grado de Magíster en Finanzas

TESISTA:

Daniel Hidalgo Gere

PROFESOR GUIA:

Sr. Jorge Gregoire Cerda

Santiago, Chile

Diciembre, 2005

*A mi Padrino Don Luis Riveros,
por la confianza y el apoyo depositado en mí...*

AGRADECIMIENTOS

En primer lugar, quiero agradecer a mi familia por haberme dado la oportunidad de emprender este camino muy importante para mi desarrollo como profesional, además de su incondicional apoyo a lo largo de mi vida.

También quisiera agradecer a Don Jorge Gregoire por sus comentarios, orientación y su compromiso con este trabajo de investigación, dado que sin esa dedicación no hubiese sido posible conseguir culminar el desarrollo y los objetivos trazados que deseaba concretar en esta tesis.

Quiero agradecer a esta prestigiosa Universidad por contar con planes de estudio de postgrados que fortalecen y amplían los conocimientos, además quiero resaltar las relevantes orientaciones realizadas por la comisión en el día de la defensa de este trabajo.

Por otra parte, quiero agradecer a Don Claudio Molina quién fue el que me incentivo a seguir el camino de las finanzas.

Quisiera agradecer a Claudia por los lindos momentos vividos junto a ella y su familia.

Por último quiero agradecer a todos mis compañeros y amigos que me incentivaron a emprender este camino y a lograr la meta.

INDICE

INTRODUCCIÓN.....	3
1.- REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA.....	5
1.1.- El flujo de capitales en las economías emergentes.....	5
1.2.- Marco Teórico.....	10
1.3.- Country credit rating como medida de riesgo.....	14
2.- METODOLOGIA Y DATOS.....	16
2.1.- El modelo.....	16
2.2.- Descripción de los datos.....	18
3.- RESULTADOS.....	23
3.1.- Estimaciones y tests.....	24
3.2.- Análisis de resultados.....	35
4.- CONCLUSIONES.....	38
5.- BIBLIOGRAFÍA.....	42

ANEXOS.....	45
Anexo 1: Modelos de heterocedasticidad condicional autoregresiva.....	46
Anexo 2: Serie del country credit rating.....	50
Anexo 3: Gráficos de índices bursátiles y el country credit rating.....	52
Anexo 4: Tests de raíz unitaria.....	56
Anexo 5: Tests aplicados a la estimación en Argentina.....	67
Anexo 6: Tests aplicados a la estimación en Brasil.....	72
Anexo 7: Tests aplicados a la estimación en Chile.....	77
Anexo 8: Tests aplicados a la estimación en México.....	82
Anexo 9: Tests aplicados a la estimación en Perú.....	87
Anexo 10: Flujos de capitales.....	93

INTRODUCCION

La movilidad internacional de capitales, ha tenido un rol significativo dentro de las economías emergentes durante los últimos años. Esto debido, a que las economías emergentes son principalmente deficitarias de capital y necesitan entradas de capitales para complementar su ahorro y potenciar la inversión. Dado lo anterior, para que los capitales internacionales deseen invertir en un de estas economías es necesario que se reciba una tasa atractiva de rentabilidad, bajo el supuesto de riesgos similares.

En la actualidad, los flujos de capitales son mayoritariamente privados y los agentes de corto plazo buscan una rápida apreciación del capital, debido a esto las entradas y salidas de capitales de corto plazo generan una mayor volatilidad en los mercados bursátiles, pero además ayudan a captar recursos externos y a aumentar la liquidez.

La presente investigación, tiene como objetivo ver el efecto de los flujos de capitales internacionales sobre los mercados bursátiles de economías latinoamericanas y testear la hipótesis de Return-Chasing. Dicha hipótesis, se refiere a que los flujos de inversiones en securities tienden a moverse hacia las economías donde se espera un alto retorno y salen de las economías donde el retorno se espera que sea bajo.

Para cumplir el objetivo central, se utilizará la metodología de Anthony H. Tu y Shen-Yuan Chen. La cual consistió en un modelo de varianza condicional, GARCH-M,

para el retorno del mercado accionario más una variable de riesgo como el country credit ratings en la ecuación de la media y la varianza

Específicamente, la hipótesis del Return-Chasing tiene coherencia si el country credit rating mejora (empeora), el flujo internacional de portfolio hacia ese país se incrementará (empeorará) y conducirá al índice de precios a un nivel más alto (bajo). Lo anterior demostraría un comportamiento especulativo en las entradas de capital hacia una economía en particular.

1.- REVISION BIBLIOGRAFICA

Se presenta a continuación, la revisión de la literatura comprendiente a los flujos de capitales hacia las economías emergentes en los últimos años, al marco teórico, en la cual se basa la investigación y también una definición del country credit rating como medida de riesgo.

1.1.- El flujo de capitales en las economías emergentes

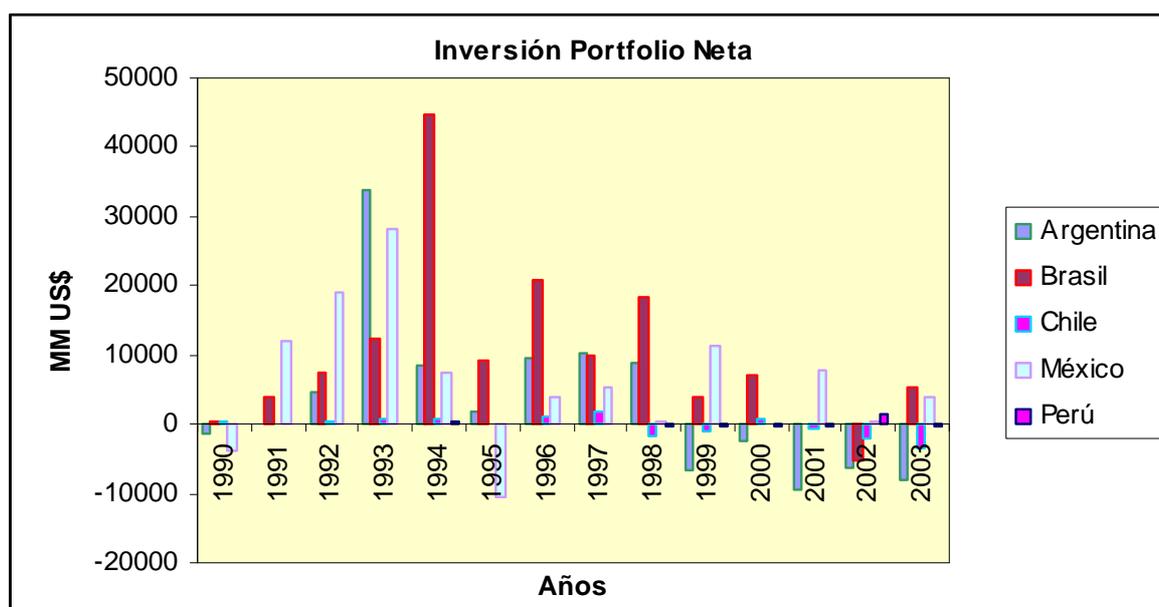
Los flujos de capitales, tienen sentido sólo cuando existen distintas tasas de rendimiento de capital entre las distintas naciones. Lo anterior quiere decir que los capitales salen de un país, en busca de una mayor rentabilidad en otro país (bajo el supuesto de igual riesgo).

A comienzo de los 90's se produjo un gran aumento de las entradas de capitales en las economías emergentes (no industrializadas). Este comportamiento, fue explicado en su mayoría por altos flujos de Inversión de Cartera (IC), el cual se mantuvo hasta la crisis asiática de 1997. Dicho comportamiento, se puede apreciar en el gráfico N°1, que representa la IC o Inversión de porfolio neta¹

¹ Corresponde a la posición neta de activos y pasivos de la cuenta financiera.

Gráfico N°1

Inversión de Porfolio Neta



Del gráfico se desprende, que la inversión de cartera presentó en su mayoría flujos de entrada en la primera mitad los años 90², concentrándose especialmente en Argentina, Brasil y México, la mayor entrada neta de capitales durante el periodo la recibió Brasil, la cual alcanzó en 1994 unos MM US\$ 44.732, luego de la crisis mexicana de ese mismo año la inversión de porfolio para el año 1995 descendió para todos los países analizados e incluso, se tradujo para México en una salida neta de capitales por concepto de Inversión de Porfolio. Los volúmenes de entradas de capitales no volvieron a repetirse en la segunda mitad de los 90's, pero se mantuvo relativamente estable para Argentina, Brasil, México, Chile y Perú hasta 1997. En 1998, surgieron los efectos de la crisis asiática donde nuevamente los flujos hacia las

² Lo anterior es análogo a decir que los pasivos de inversión de porfolio fueron mayores que los activos.

economías Latinoamericanas descendieron, repercutiendo en mayor grado en Chile, donde se generó una salida neta de MM US\$ 1.676. Otro país que presentó una huida de capitales fue Perú con una salida neta de MM US\$ 412. Entrando en el nuevo milenio, los flujos de capitales por concepto de inversión extranjera continuaron descendiendo, en su mayoría explicado por una economía mundial en recesión por la crisis asiática, la crisis Argentina del 2002 y por la guerra contra el terrorismo de EE.UU., siendo los países más afectados Argentina, Chile y Perú.

La mayor entrada de flujos de capitales, en los 90's, puede ser explicada por diversos factores, pero quizás los más relevantes son la liberalización de la cuenta de capitales en la mayoría de los países del mundo, un ejemplo fue cuando Chile, en el año 2002, suprime el arancel no remunerado a las entradas de capital de corto plazo, que venía reduciéndose desde 1998 por una escasez de capitales. Un segundo factor que puede explicar este aumento de capitales, fue el desarrollo tecnológico de telecomunicaciones. Por último, un tercer factor fue el rápido crecimiento de los inversionistas institucionales, los cuales tienen la capacidad de realizar inversiones internacionales, estos representan la mayor cantidad de inversionistas moviendo grandes cantidades de dinero como las AFP's y compañías de seguros.

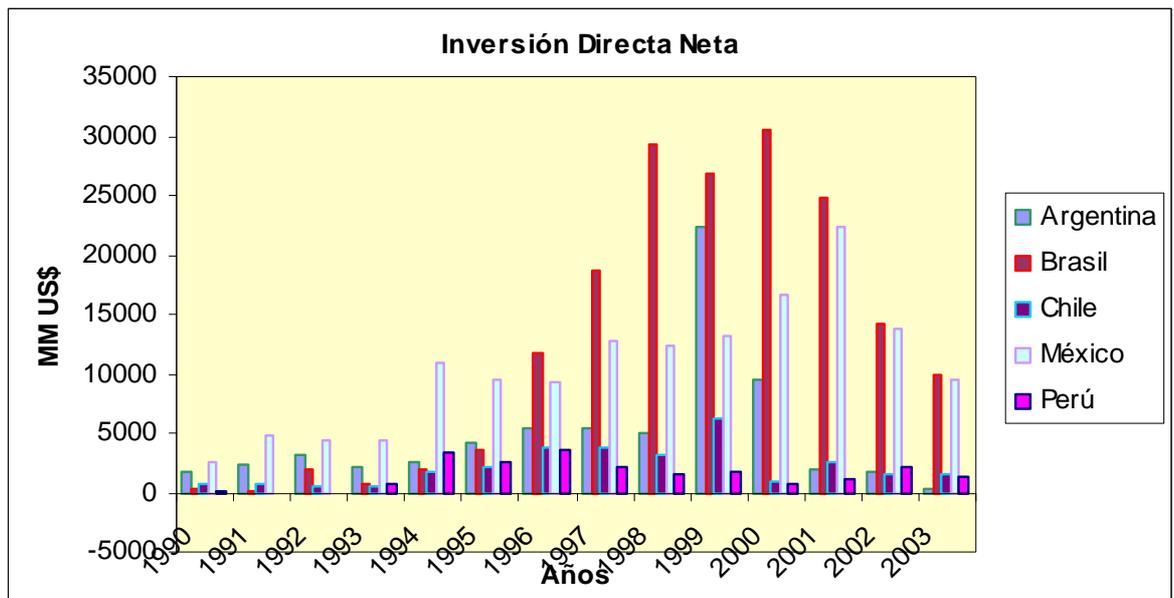
Según Soto y Valdés (1997), tanto en Chile como en Latinoamérica, el incremento en las entradas de capitales, provino de los mercados de deuda. Debido principalmente a bajas tasas de interés internacionales, cambio en la percepción del riesgo de estas economías y expectativas de crecimiento futuro vía reformas

estructurales. Esto específicamente para el caso chileno, tuvo relación con una política monetaria restrictiva, de altas tasas de interés.

Para el caso de la Inversión Directa, se presentó un efecto antagónico al de la inversión de cartera, dado que las entradas por concepto de Inversión Directa se concentraron en su mayoría después de 1997. Dicho comportamiento se presenta a continuación.

Gráfico N°2

Inversión Directa Neta



La inversión directa, como se aprecia alcanzó sus máximos valores a partir de 1997, este tipo de inversión también se concentró en Argentina, Brasil y México. Lo anterior, debido a que son países con economías más grandes que la chilena o la peruana. Este tipo de inversión para Chile y Perú fue relativamente estable, debido a

que tuvieron un crecimiento mayor en clasificación riesgo de crédito que Argentina, Brasil y México. Además, la inversión Directa tiende a ser menos volátil que la de cartera por ser de carácter de largo plazo (en teoría), dado que tiene el fin de ejercer control sobre una compañía y significa un desembolso del 10% como mínimo del patrimonio de una organización.

Las entradas de capital hacia las economías emergentes, provenía principalmente de las economías desarrolladas. Estas entradas jugaron un rol importante en el desarrollo económico de los países en desarrollo, dado que tanto la Inversión Extranjera Directa (IED) como la IC influyeron en el tipo de cambio real, tasas de interés, cuentas externas, asignación de recursos y finalmente sobre el proceso de ahorro-inversión, este último punto muestra que las entradas de capital pueden complementar el ahorro interno generando una mayor inversión. Para Marshall (2000), la manera de poder absorber los beneficios de las entradas de capital, sin correr el riesgo de contagio y volatilidad es, a través de un mercado de capitales profundo, líquido y eficiente.

Lo anterior, dado que los mercados emergentes tienden a tener un mayor crecimiento que mercados más maduros, lo cual se traduce en mejores tasas de dividendos y una mayor apreciación de los precios accionarios, según Anthony H. Tu y Shen-Yuan Chen (2002). Esto es coherente, si consideramos que los mercados emergentes al ser más precarios, poseen menor cantidad de información sobre las compañías, acrecentando problemas de información asimétrica y por tanto dejando una mayor brecha para la especulación.

En la actualidad, los flujos de capitales son mayoritariamente privados y los agentes de corto plazo buscan una rápida apreciación del capital, esto está relacionado con el return-chasing, o sea que los inversionistas se mueven en torno a los retornos más altos con el fin de maximizar su riqueza.

1.2- Marco Teórico

Bohn y Tesar (1996), plantean que los flujos de capitales de portfolio pueden estar motivados por dos razones principales: i) La búsqueda de oportunidades rentables de inversión, con lo cual los capitales se moverán hacia a aquellos mercados donde el retorno de capital sea alto y ii) Para mantener un portfolio balanceado. La evidencia empírica de dichos autores, demostró que las compras de securities por parte de los inversionistas estadounidenses, estuvo directamente relacionada con los excesos de retornos esperados, por lo que los capitales se movieron entre 1980 y 1994 principalmente por oportunidades de rentabilidades altas (return-chasing).

La presente investigación, tiene como objetivo testear como afecta la variación del riesgo de la economía medido por el country credit ratings, en el retorno del mercado accionario, en las principales economías del Cono Sur y México. A través de lo anterior también podrá referirse a la hipótesis del return-chasing, esto es que los flujos de inversiones en securities tienden a moverse hacia las economías donde se espera un alto retorno y salen de las economías donde el retorno se espera que sea bajo. Estos flujos generalmente de corto plazo, pueden generar una alta volatilidad.

Específicamente, la hipótesis del Return-Chasing tiene coherencia si el country credit rating mejora (empeora), el flujo internacional de porfolio hacia ese país se incrementará (empeorará) y conducirá al índice de precios a un nivel más alto (bajo). Lo anterior demostraría un comportamiento especulativo en las entradas de capital hacia una economía en particular.

Según Karceski (2002), la hipótesis del return-chasing, en la administración de fondos mutuos, se puede observar en que dichas instituciones en busca de altos retornos dirigen sus capitales hacia acciones (securities) de alto beta. En equilibrio, este aumento de la demanda por dichos títulos eleva el precio y genera un menor retorno esperado. El autor presenta un modelo, donde los administradores de fondos mutuos al maximizar los retornos del próximo periodo, buscan porfolios que tengan alta covarianza con el mercado, o sea sus flujos de capital van en dirección a carteras de mayor riesgo sistemático³. Los resultados empíricos de este autor demostraron que la posición en activos de dichos fondos alcanza un beta de 1,05.

El comportamiento anterior, puede ser explicado debido a que los administradores de fondos mutuos, al igual que grandes fondos de inversiones, pueden asumir una mayor cantidad de riesgo sistemático en sus posiciones accionarias, debido a que el riesgo sistemático que asumen es menor por estar compensado por otro tipo de activos como canastas de monedas, activos derivados, etc. Además, el riesgo no

³ $\beta_i = \frac{\text{cov}(R_i; R_m)}{\sigma_m^2}$; de la anterior relación se desprende que ante una mayor covarianza de security con el mercado, este tendrá un mayor riesgo sistemático.

sistemático es diversificado por la cantidad de inversionistas dentro de un fondo, por lo que su aversión al riesgo es menor.

El hecho que la hipótesis del return-chasing, esté correlacionada con una medida de riesgo del porfolio objetivo, es indicio para utilizar un modelo que incorpore alguna medida de variabilidad, es por lo anterior que siguiendo a Anthony H. Tu y Shen-Yuan Chen (2002) y Ballie y DeGennaro (1990), se utilizará un modelo de heterocedasticidad condicional autoregresiva⁴, los cuales se ajustan de mejor manera a la realidad de los datos financieros de alta frecuencia, dado que no asumen varianza condicional constante. Este tipo de modelos, permitirá reflejar la interacción existente entre volatilidad del porfolio y retorno del mismo.

El propósito de incluir una variable de riesgo como el country credit rating, dentro de la ecuación de la media y la varianza como variable explicativa, se debe a la débil relación entre el retorno medio y su varianza o desviación estándar, esto implica que es necesaria una medida de riesgo adicional, además existen variables cualitativas que explican otros tipos de riesgo y constituyen señales informacionales. Estos resultados empíricos fueron obtenidos por Ballie y DeGennaro (1990) y posteriormente confirmados por Anthony H. Tu y Shen-Yuan Chen (2002), pero estos últimos incorporaron dentro de su análisis la variación del country credit ratings, obteniendo una relación positiva para algunos países emergentes del Asia, pero no para los países desarrollados y fue significativo en la volatilidad pero con signos opuestos para la mayoría de las economías emergentes analizadas en su estudio.

⁴ Para un mejor entendimiento de estos modelos, dirigirse al Anexo 1.

En el modelo, se descarta la medida de riesgo del CAPM tradicional como variable explicatoria, debido a que existe suficiente evidencia de que el beta no es eficiente como única medida de riesgo, véase Fama y French (1992), Chan y Lakoinshok (1993) y Fama y French (1993), estos últimos incorporaron al modelo de un único factor dos factores de precios adicionales basados sobre los efectos de tamaño y book-to-market. Además, Harvey (1995), en su estudio basado en los retornos de los mercados emergentes, observó que no hubo relación entre el retorno esperado y los betas medidos con respecto al porfolio de mercado mundial. Existen además, diversas formas de medir el riesgo o atraktividad del mercado como el dividend yield, tamaño, price-to-book ratios, pero la mayoría de estas aplicaciones tienen un mejor ajuste en mercados desarrollados. Dado lo anterior, y siguiendo a Harvey y Viskanata (1995) quienes sugirieron que el country credit rating es una medida correlacionada con el retorno futuro y la volatilidad del mercado, para los países desarrollados y emergentes, por lo cual se optó por incluir dicha medida de riesgo.

En resumen, para cumplir el objetivo central, se utilizará la metodología de Anthony H. Tu y Shen-Yuan Chen (2002). La cual consistió en un modelo de varianza condicional, GARCH-M, para el retorno del mercado accionario más el country credit ratings como variable de riesgo en la ecuación de la media y la varianza.

Se utilizarán los principales índices bursátiles del cono sur (Argentina, Brasil, Chile y Perú) y México, bajo una serie mensual y el country credit rating publicado por Institutional Investors.

1.3.- Country credit rating como medida de riesgo

En la sección anterior, se entregó evidencia de que el retorno de un porfolio está directamente correlacionado con su riesgo sistemático. Este principio es coherente con la teoría financiera, dado que los inversionistas exigen un mayor premio por asumir niveles positivos de riesgo.

Si bien CAPM es una medida lineal que incorpora dicho trade-off entre riesgo y retorno, la evidencia empírica señala que no ha sido eficiente como único factor explicativo de riesgo y por ende como variable explicativa para las decisiones de inversión. La evidencia anterior, ha llevado a algunos estudiosos de la materia a preconizar que el CAPM esta muerto (Fama y French).

Dado lo anterior y replicando la metodología de Anthony H. Tu y Shen-Yuan Chen (2002), se utilizará el country credit ratings publicado por institucional Investors como una medida de riesgo del país. Los autores anteriores, adoptaron dicha medida de riesgo debido al estudio de Erb, Harvey y Viskanta (1996a). Una alternativa a esta medida es la clasificación de S&P, pero el problema es que no es una medida cuantificable.

El country credit rating, esta basado en un estudio de bancos internacionales que tasan a los países en una escala de 0 (Tiene los peores antecedentes crediticios, alta probabilidad de entrar en default) a 100 (Tiene los mejores antecedentes crediticios, baja probabilidad de entrar en default). Lo provechoso de esta medida de

riesgo, es que engloba en gran parte los riesgos fundamentales de una economía como por ejemplo: política, inflación, volatilidad y control del tipo de cambio, viabilidad económica del país y sensibilidad interna ante shocks económicos externos.

En términos globales, puede apreciarse al country credit rating como una medida del costo y disponibilidad de financiamiento internacional por parte de una economía. Esta clasificación por tanto tendría un fuerte impacto en los flujos de capitales de corto y largo plazo, dado que economías estables con crecimiento sostenido y con buenos antecedentes crediticios son propicias para una mayor inversión extranjera.

Kaminski y Schmukler (1999), encontraron que durante 1997 y 1998, los retornos accionarios de algunas economías Asiáticas fueron impactadas fuertemente por revisiones en el country credit ratings. Considerando que la mayoría de las economías Asiáticas son de carácter emergente, es posible esperar que dicha medida de riesgo sea significativa para explicar el comportamiento de los retornos en las economías del cono sur y México.

Cabe señalar, que además existe evidencia de que el country credit ratings tiene correlación con los flujos de capitales hacia los mercados emergentes de Latinoamérica. Rodrigo Valdés (1997) del Banco Central de Chile, encontró una correlación positiva y significativa entre los movimientos de capital y los antecedentes crediticios, medidos por el country credit rating, considerándolo como un determinante importante del comportamiento del flujo de capitales.

Considerando lo expuesto hasta ahora, la medida de riesgo que se introducirá al modelo con varianza contemporánea, deberá tener una correlación positiva con el retorno del mercado, dado que cambios positivos en dicho rating implica una mayor atraktividad del mercado y además aludiendo a la hipótesis del return-chasing los flujos de capitales se moverán hacia mercados más atractivos, estables y rentables.

2.- METODOLOGÍA Y DATOS

2.1.- El modelo

Como se ha visto hasta ahora, el objetivo central de la presente investigación es medir el impacto que genera un aumento o disminución de una clasificación de riesgo internacional, sobre los retornos y volatilidad de los mercados bursátiles locales, pero además de lo anterior se testeará si estos impactos tienen relación con el efecto especulativo del return chasing. El efecto especulativo del return chasing, se refiere a que los flujos de capitales internacionales salen de economías donde la rentabilidad esperada sea baja e ingresan a economías donde la rentabilidad esperada se alta, considerando riesgos similares.

Siguiendo a Anthony H. Tu y Shen-Yuan Chen (2002), el modelo GARCH-M a estimar incorporará la variación del country credit ratings en la ecuación de la media y la varianza debido a la evidencia empírica encontrada por estos autores, que mostró una relación débil entre el retorno medio y su varianza, en las economías emergentes del Asia, en el año 2002. La introducción de la variación del country credit rating en la

ecuación de la media y la varianza no solamente tuvo un rol como variable explicativa, sino que también les permitió testear la hipótesis del return chasing, dado que una mejora en esta clasificación de riesgo afecta a los flujos de capitales internacionales. Por lo anterior, se optó por utilizar la misma metodología que los autores anteriormente señalados, los cuales utilizaron las siguientes ecuaciones:

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta CCR_t + \delta h_t + \varepsilon_t$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \gamma_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \varphi \Delta CCR_t$$

Donde, β_1 , δ , α_i , γ_j y φ , son los parámetros a estimar bajo el método de máxima verosimilitud.

Los parámetros α_0 y β_0 , son la varianza media y el coeficiente de posición del retorno del mercado respectivamente.

Además R_t , es el retorno del índice del mercado bursátil en el mes t; ΔCCR_t , representa la variación del country credit rating en el mes t y h_t es la varianza condicional, o de corto plazo, del retorno del mercado.

Cabe señalar, que para movimientos especulativos o flujos de capitales de corto plazo que buscan una alta rentabilidad, el parámetro β_I debe ser positivo, esto es que un aumento en la clasificación de riesgo de crédito⁵, implica un mayor retorno esperado y por ende una entrada neta de capitales⁶. Además, se produce un aumento en el nivel de precios dada una mayor demanda por los securities.

Si las entradas de capitales son de carácter corto placistas o especulativos, el parámetro φ , también debiera ser positivo, o sea que al aumentar el country credit rating la varianza se incrementaría. Esto significa que ante una entrada neta de capitales de corto plazo, se genera una mayor volatilidad en los mercados. Cabe señalar, que en la hipótesis del return chasing, también es permitido que el parámetro φ sea negativo, esto debido a que una mejora en el country credit rating, generaría una entrada de capitales racionales y disminuiría la actividad especulativa, por lo cual la volatilidad descendería.

2.2.- Descripción de los datos

Para el desarrollo de esta investigación, fue necesario formar una base de datos. En primer lugar, se recolectaron valores al cierre mensual de índices bursátiles de Argentina, Brasil, Chile, México y Perú. Los índices bursátiles recolectados fueron:

⁵ Aumentos en country credit ratings, implican una mejora macroeconómica y en los índices crediticios.

⁶ Las entradas de capitales asociadas para este comportamiento, son las de inversión de cartera y otras de corto plazo, las que buscan una rápida apreciación del capital.

Merval (Argentina), Bovespa (Brasil), Igpa (Chile), IPC (México) e IGBVL (Perú). La base formada con dichos índices fue de tipo nominal.

Para formar dicha base de datos, se utilizaron diversas fuentes como por ejemplo el Banco Central de Chile, Bolsa de Comercio de Santiago, el sitio web del mercado de valores de Argentina, Perú y Brasil y por último yahoo finance.

Por disponibilidad de los registros, las series formadas no presentaron la misma periodicidad. Dado lo anterior, se entrega a continuación una tabla con el periodo recolectado para cada índice.

Tabla N°1

Resumen de índices bursátiles

Índice	Inicio	Término	Nº Obs
MERVAL	1991: 1	2005: 9	177
BOVESPA	1993:4	2005: 9	150
IGPA	1990: 1	2005: 9	189
IPC	1991: 11	2005: 9	167
IGBVL	1990: 1	2005: 9	189

Con dichos índices, fue posible obtener el retorno del mercado, a través de la siguiente relación.

$$R_t = \frac{\text{Índice}_t - \text{Índice}_{t-1}}{\text{Índice}_{t-1}}$$

Donde el Índice_t , representa el valor del índice al cierre del mes t.

El country credit rating fue utilizado como una medida de riesgo, la cual es publicada por Institutional Investors en forma semestral (Marzo y Septiembre) en Institutional Investors Magazine International Edition. Este ranking de calidad crediticia comenzó a publicarse en 1979 para 93 países, en la actualidad esta medida de riesgo puede encontrarse para 173 países. Como se mencionó en el marco teórico los países se evalúan dentro de una escala de 0 a 100, donde 100 es la mejor calificación crediticia y 0 la peor. Esta medida de riesgo desarrollada por Institutional Investors, se encuentra en base a información proveída por destacados economistas, analistas de riesgo soberano, bancos internacionales, administradores y empresas. En términos generales los parámetros evaluados son de carácter político, indicadores económicos y financieros y otros indicadores de importancia para cada región.

El country credit rating, fue posible obtenerlo de la biblioteca del Banco Central de Chile desde Marzo de 1989 hasta Septiembre del 2004; para observar la evolución de dicha medida de riesgo, ver el anexo 2.

La anterior clasificación, fue tratada en términos de variaciones, es decir se utilizó la siguiente relación.

$$\Delta CCR_t = CCR_t - CCR_{t-1}$$

Donde el CCR_t , representa el country credit rating en el periodo t.

Dado que la country credit rating es semestral y los índices bursátiles son mensuales, se genera un descalce en las series, dado que para estimar el modelo ambas variables deben ser del mismo periodo de tiempo. Con el fin de no castigar las series y por ende no perder grados de libertad e información sobre los retornos, ya que no se posee una gran cantidad de datos, se asumió que los inversionistas extranjeros poseen expectativas sobre el country credit rating de los países en los cuales invierten, además se supuso que estos inversionistas pueden conocer en base a información pasada y presente sobre una economía en particular cual es el country credit rating que debiese poseer un país en un determinado mes. Con dichos argumentos, se prorrateó el incremento o decremento del country credit rating en forma lineal durante los meses intermedios a la publicación de este. Dicho crecimiento mensual se calculó de la siguiente manera.

$$\sqrt[6]{\frac{CCR_{t+1}}{CCR_t}} - 1 = \theta$$

Donde θ , corresponde al crecimiento o decremento mensual del country credit rating, en un intervalo de 6 meses. Dado lo anterior, el country credit rating para los periodos intermedios, se calculó como.

$$CCR_{t+\Delta t} = CCR_t(1 + \theta)^{\Delta t}$$

Donde Δt , corresponde a un periodo de un mes y va desde 1 hasta 6.

Para tener una primera aproximación, entre los índices del mercado y country credit rating, se presentan en el anexo 3 una serie de gráficos de los índices bursátiles y el country credit rating⁷.

Tanto los retornos accionarios como la variación en el country credit rating, fueron testeados para cerciorarse que estas fueran estacionarias. Según los test de raíz unitaria realizados (Dickey Fueller Aumentado), se encontró que las series fueron estacionarias, esto nos permite realizar modelos econométricos con dichas series dado que no presentan una tendencia y sus valores se concentran en la media. Por definición un proceso estacionario, en un sentido estricto es si las distribuciones de probabilidad conjunta y condicional del proceso se mantienen inalteradas a medida que transcurre el tiempo. Es más usual usar el concepto de proceso estocástico estacionario donde la media, la varianza y las covarianzas son constantes⁸.

Los test de raíz unitaria realizados, los cuales se presentan en el anexo 4, mostraron que los retornos de los índices de mercado (Merval, Bovespa, Igpa, Ipc e Igbvl) fueron estacionarios, o sea que en todos estos mercados se rechazó fuertemente la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria al 1% de significancia. Similares resultados se encontraron para la variación del country credit rating de Argentina, Brasil, Chile, México y Perú, donde según el test de Dickey Fueller Aumentado mostró que dichas series fueron estacionarias al 1% para los países de Brasil, Chile, México y Perú, y al 5% para Argentina.

⁷ Recuérdese que los movimientos especulativos implicarían que ante aumentos el country credit rating se incrementa la entrada de capitales y por lo tanto se eleva el valor del índice por acción de una mayor demanda.

⁸ Véase L. Riveros, *Econometría básica*, 1ª Edición, 1997. William H. Greene; *Análisis econométrico*; 1999; 3ª Edición.

3.- RESULTADOS

En esta sección, se presentan las salidas computacionales de cada modelo, además se aluden a los test realizados. En una segunda parte se realizó un análisis de los resultados en forma conjunta. Los resultados de las estimaciones, para los parámetros β_i , δ , α_i , γ_j y φ fueron obtenidas mediante el programa computacional EViews, con el cual se obtuvieron los distintos modelos y también fueron testeados.

Con el fin de establecer, el orden de los modelos GARCH-M se utilizó el criterio del Akaike para encontrar el número óptimo de rezagos, es decir se buscó el modelo que minimizara dicho criterio. Considerando que este tiene un problema, el cual se refiere a que puede encontrar mínimos locales y no globales, también se comparó con otros órdenes con el fin de obtener una mejor significancia de las variables. La imperfección del Akaike mencionada pudo ser observada fuertemente en Argentina, donde el modelo que minimizó dicho criterio presentaba explicabilidad negativa, dicho de otra manera el R^2 fue menor a cero.

3.1.- Estimaciones y tests

1.- Resultados para Argentina.

En la estimación del modelo Garch-M en Argentina, se obtuvo que el orden óptimo bajo el criterio del Akaike, fue Garch-M (2,4), con un bajo R^2 de 0,73%. Cabe señalar que ni los parámetros asociados al country credit rating ni el parámetro asociado a la desviación estándar dentro de la ecuación de la media, fueron estadísticamente significativos. Los resultados del Garch-M (2,4), se presentan en la siguiente tabla.

Tabla Nº 2

Estimación en Argentina

Dependent Variable: RMERVAL				
Method: ML - ARCH				
Sample(adjusted): 1991:02 2004:09				
Included observations: 164 after adjusting endpoints				
Convergence not achieved after 100 iterations				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
SQR(GARCH)	0.100408	0.233067	0.430812	0.6666
C	0.012083	0.031205	0.387215	0.6986
VCCR	-9.88E-05	0.028236	-0.003499	0.9972
Variance Equation				
C	0.003919	0.002027	1.933664	0.0532
ARCH(1)	-0.003061	0.002655	-1.153094	0.2489
ARCH(2)	0.266543	0.277941	0.958989	0.3376
GARCH(1)	0.175329	0.137570	1.274471	0.2025
GARCH(2)	0.125531	0.152461	0.823361	0.4103
GARCH(3)	0.436491	0.137702	3.169811	0.0015
GARCH(4)	-0.170939	0.129724	-1.317713	0.1876
VCCR	-0.004022	0.002692	-1.494060	0.1352
R-squared	0.007264	Mean dependent var	0.022325	
Adjusted R-squared	-0.057621	S.D. dependent var	0.156410	
S.E. of regression	0.160853	Akaike info criterion	-1.019256	
Sum squared resid	3.958693	Schwarz criterion	-0.811338	
Log likelihood	94.57902	F-statistic	0.111946	
Durbin-Watson stat	1.790534	Prob(F-statistic)	0.999682	

La estimación para Argentina, correspondió al periodo comprendido entre Febrero de 1991 hasta septiembre del 2004, con un total de 164 datos.

Debido a que el test de Jarque-Bera (ver anexo 5), arrojó que los residuos de la estimación no se comportaron en forma normal, se optó por utilizar la matriz asintótica de errores estándares y covarianzas propuesta por Bollerslev y Wooldrige, la cual se utiliza cuando se levanta el supuesto de normalidad en los residuos, esta matriz es apropiada para la pseudos-EMV⁹ (estimadores de máxima verosimilitud), para ver el test de Jarque-Bera.

Según el test de Ljung Box Q-statistics, que despliega las funciones de autocorrelación simple y parcial, permitió testear la especificación de la ecuación de la media, para esta estimación no fue necesario incluir rezagos de la variable independiente dado que no se encontró autocorrelación serial. El test de Ljung Box de los residuos al cuadrado, permitió testear la especificación de la varianza y no se encontró evidencia de procesos ARCH adicionales, los resultados de dichos test se encuentran en el anexo 5.

Como se puede apreciar en la tabla N°2, en la ecuación de la media la variación del country credit rating no fue estadísticamente significativa, por lo que bajo este criterio dicha variación no fue representativa del retorno del mercado. No obstante lo anterior, se aprecia que en la volatilidad tampoco jugó un rol significativo, pero su p-

⁹ Véase, William H. Greene; Análisis econométrico; 1999; 3ª Edición.

value se encuentra cercano al 10% de significancia resultado muy distinto al encontrado en la ecuación de la media.

La volatilidad del mercado, si bien tuvo una relación positiva con el retorno como lo señala la teoría financiera, esta no jugó un rol estadísticamente significativo en la determinación de los retornos del mercado. Este comportamiento fue el mismo encontrado por Anthony H. Tu y Shen-Yuan Chen (2002), quienes en sus estimaciones para los países asiáticos encontraron que la volatilidad estaba débilmente relacionada con el retorno.

2.- Resultados para Brasil.

Los resultados obtenidos para el mercado brasilero se resumen a continuación.

Tabla Nº 3

Estimación en Brasil

Dependent Variable: RBOVESPA				
Sample(adjusted): 1993:06 2004:09				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
SQR(GARCH)	2.597434	0.567886	4.573866	0.0000
C	-0.272663	0.057780	-4.718995	0.0000
RBOVESPA(-1)	0.128083	0.084568	1.514550	0.1299
VCCR	0.139270	0.047279	2.945720	0.0032
Variance Equation				
C	0.010705	0.002303	4.648814	0.0000
ARCH(1)	0.086691	0.043412	1.996954	0.0458
ARCH(2)	0.106849	0.037639	2.838806	0.0045
ARCH(3)	0.029165	0.028065	1.039204	0.2987
ARCH(4)	0.067073	0.024637	2.722465	0.0065
ARCH(5)	0.102185	0.034460	2.965280	0.0030
ARCH(6)	0.006363	0.023930	0.265886	0.7903
ARCH(7)	0.142946	0.055841	2.559858	0.0105
GARCH(1)	0.064572	0.119055	0.542370	0.5876
GARCH(2)	-0.020509	0.082778	-0.247759	0.8043
GARCH(3)	-0.000987	0.087121	-0.011328	0.9910
GARCH(4)	-0.100977	0.108874	-0.927470	0.3537
GARCH(5)	-0.022222	0.079118	-0.280872	0.7788
GARCH(6)	-0.208839	0.082331	-2.536572	0.0112
GARCH(7)	-0.127436	0.046174	-2.759916	0.0058
GARCH(8)	0.179969	0.047447	3.793077	0.0001
VCCR	-0.008901	0.001928	-4.616904	0.0000
R-squared	0.438411	Mean dependent var	0.061411	
Adjusted R-squared	0.340744	S.D. dependent var	0.172031	
S.E. of regression	0.139680	Akaike info criterion	-1.284922	
Sum squared resid	2.243698	Schwarz criterion	-0.835174	
Log likelihood	108.3747	F-statistic	4.488812	
Durbin-Watson stat	1.931754	Prob(F-statistic)	0.000000	

La anterior estimación, fue representativa del periodo comprendido entre Junio de 1993 y Septiembre del año 2004, con un total de 136 observaciones.

Dado que en todos los Garch (p,q) estimados sin rezagos de la variable dependiente se encontró autocorrelación de errores bajo el método de Ljung Box Q-staistics, se optó por incorporar un rezago del retorno del Bovespa en la ecuación de la media. El procedimiento anterior, mejoró eficientemente el problema de especificación del modelo, eliminando la autocorrelación residual según los test de autocorrelación simple y parcial. Además, se descartó la posibilidad de más procesos ARCH según el test de Ljung Box para los residuos estándares al cuadrado, para ver dichos tests diríjase al anexo 6.

Según el test de Jarque-Bera, los residuos de esta estimación no se distribuyeron con normalidad, razón por la cual se optó por utilizar la matriz asintótica de Bollerslev y Wooldrige. El test de Jarque-Bera, se presenta en el anexo 6.

De la tabla anterior, podemos inferir que la variación del country credit rating tuvo un efecto estadísticamente significativo al 99% de confianza tanto en la ecuación de la media y la varianza, en otras palabras las mejoras o mermas en la clasificación de riesgo de crédito afectó al comportamiento del retorno y su varianza.

Se puede observar también, que la volatilidad fue una variable significativa en el comportamiento del retorno del mercado.

3.- Resultados para Chile.

Los resultados obtenidos para Chile, se resumen en la tabla N° 4.

Tabla N° 4

Estimación en Chile

Dependent Variable: RIGPA				
Method: ML - ARCH				
Sample(adjusted): 1990:03 2004:09				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
SQR(GARCH)	0.693294	0.314047	2.207614	0.0273
C	-0.031702	0.015958	-1.986651	0.0470
RIGPA(-1)	0.196419	0.091047	2.157339	0.0310
VCCR	0.021440	0.012823	1.672015	0.0945
Variance Equation				
C	0.000195	6.65E-05	2.932613	0.0034
ARCH(1)	0.166950	0.082331	2.027782	0.0426
ARCH(2)	-0.094297	0.131891	-0.714964	0.4746
ARCH(3)	-0.250637	0.115355	-2.172736	0.0298
ARCH(4)	0.232016	0.058670	3.954578	0.0001
GARCH(1)	1.510276	0.245453	6.153022	0.0000
GARCH(2)	-0.204547	0.627580	-0.325930	0.7445
GARCH(3)	-0.504560	0.670536	-0.752473	0.4518
GARCH(4)	0.083722	0.273293	0.306346	0.7593
VCCR	-0.000121	9.03E-05	-1.342930	0.1793
R-squared	0.144040	Mean dependent var	0.015022	
Adjusted R-squared	0.074925	S.D. dependent var	0.057559	
S.E. of regression	0.055361	Akaike info criterion	-3.094942	
Sum squared resid	0.493437	Schwarz criterion	-2.841759	
Log likelihood	284.8074	F-statistic	2.084062	
Durbin-Watson stat	1.762577	Prob(F-statistic)	0.017651	

La serie de tiempo utilizada para esta estimación fue de 175 observaciones, comprendidas entre Marzo de 1990 hasta Septiembre del año 2004.

Al igual que en el caso brasilero, se encontró presencia de autocorrelación de errores en los Garch(p,q) sin rezagos de la variable dependiente en la ecuación de la media. Dicho de otra manera, la especificación del modelo no era la correcta. Para eliminar la autocorrelación se incorporó un rezago del retorno del Igpa en la ecuación de la media, el cual eliminó dicho problema como se puede apreciar en el anexo 7.

Además, con dicha especificación tampoco se encontró evidencia de proceso ARCH adicionales en la ecuación de la varianza, según el test de Ljung Box para los residuos estándares al cuadrado. Dicho test se presenta en el anexo 7.

El test de Jarque-Bera para dicha estimación, arrojó que los residuos se comportaron de manera normal, lo cual se puede apreciar en el anexo 7.

De la tabla N°4, se desprende que la variación del country credit rating sólo afectó el comportamiento del retorno del mercado (al 10% de significancia). Además, al igual que las estimaciones anteriores se presenta que el trade-off entre riesgo y retorno medido por su volatilidad en la ecuación de la media fue estadísticamente significativo (al 5% de significancia).

4.- Resultados para México.

Para la estimación del modelo Garch-M en México, se observó que el Garch-M (4,3) presentaba un mejor ajuste, o sea obtuvo mayor cantidad de parámetros significativos incluyendo a los parámetros del country credit rating y también un mejor poder de

explicación, a pesar de poseer un mayor Akaike que el Garch-M (3,3). Por lo anterior, el modelo para la economía mexicana quedó expresado como un Garch-M (4,3) y sus resultados fueron los siguientes:

Tabla Nº 5

Estimación en México

Dependent Variable: RIPC				
Method: ML - ARCH				
Sample(adjusted): 1991:12 2004:09				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
SQR(GARCH)	1.803955	0.432911	4.167031	0.0000
C	-0.119449	0.025850	-4.620913	0.0000
VCCR	-0.077543	0.025876	-2.996698	0.0027
Variance Equation				
C	0.005996	0.001616	3.710568	0.0002
ARCH(1)	0.119234	0.049872	2.390805	0.0168
ARCH(2)	0.037797	0.061004	0.619585	0.5355
ARCH(3)	0.041267	0.052047	0.792885	0.4278
ARCH(4)	0.070004	0.058895	1.188621	0.2346
GARCH(1)	0.427275	0.137788	3.100965	0.0019
GARCH(2)	-0.735208	0.119558	-6.149384	0.0000
GARCH(3)	0.115573	0.149054	0.775374	0.4381
VCCR	0.003994	0.001268	3.149530	0.0016
R-squared	0.073475	Mean dependent var	0.017184	
Adjusted R-squared	0.001702	S.D. dependent var	0.085100	
S.E. of regression	0.085028	Akaike info criterion	-2.075391	
Sum squared resid	1.026625	Schwarz criterion	-1.838745	
Log likelihood	171.8051	F-statistic	1.023712	
Durbin-Watson stat	1.924941	Prob(F-statistic)	0.428696	

Para poder realizar la anterior estimación, se ocuparon 154 observaciones, las cuales representan al periodo comprendido entre Diciembre de 1991 hasta Septiembre del año 2004.

No se encontró presencia de autocorrelación de errores según el test de Ljung Box para los errores estándares, por lo que la especificación del modelo fue la correcta. Tampoco, se evidenció presencia de comportamientos ARCH adicionales en la ecuación de la varianza. Los test de Ljung Box para los errores estándares y para los errores estándares al cuadrado se presentan en el anexo 8.

El test de Jarque-Bera para dicha estimación, arrojó que los residuos no se comportaron de manera normal, por lo cual se optó por utilizar la matriz propuesta por Bollerslev y Wooldrige, con el fin de obtener una estimación robusta. El test de Jarque-Bera puede apreciarse en el anexo 8.

Para esta estimación, se encontró que la variación del country credit rating explicó el comportamiento de los retornos del mercado bursátil y además de la varianza del retorno, dado que dicha variación fue estadísticamente significativa al 1% de significancia en ambas ecuaciones. En la anterior estimación, la volatilidad del mercado fue una medida riesgo significativa en la determinación del comportamiento del retorno, al 99% de confianza.

5.- Resultados para Perú.

Los resultados obtenidos para el mercado peruano, se resumen en la tabla N°

6.

Tabla N° 6

Estimación en Perú

Dependent Variable: RIGBVL				
Method: ML - ARCH				
Date: 11/15/05 Time: 22:42				
Sample(adjusted): 1990:04 2004:09				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
SQR(GARCH)	0.622522	0.104139	5.977821	0.0000
C	-0.033503	0.007482	-4.477548	0.0000
RIGBVL(-1)	0.107169	0.048416	2.213497	0.0269
RIGBVL(-2)	-0.063954	0.031105	-2.056056	0.0398
VCCR	-0.007118	0.007460	-0.954114	0.3400
Variance Equation				
C	0.000364	0.000174	2.096239	0.0361
ARCH(1)	0.254660	0.060920	4.180199	0.0000
ARCH(2)	-0.052020	0.009348	-5.564771	0.0000
GARCH(1)	-0.093259	0.010178	-9.163120	0.0000
GARCH(2)	0.821197	0.020904	39.28468	0.0000
VCCR	0.001179	0.000460	2.566226	0.0103
R-squared	0.148909	Mean dependent var	0.070194	
Adjusted R-squared	0.096695	S.D. dependent var	0.246644	
S.E. of regression	0.234416	Akaike info criterion	-1.438769	
Sum squared resid	8.957019	Schwarz criterion	-1.239058	
Log likelihood	136.1729	F-statistic	2.851890	
Durbin-Watson stat	1.489183	Prob(F-statistic)	0.002687	

Al igual que en el caso brasilero y chileno, se encontró presencia de autocorrelación de errores en los Garch(p,q) sin rezagos de la variable dependiente en la ecuación de la media. Dicho de otra manera, la especificación del modelo no era la correcta. Para eliminar la autocorrelación se incorporó un rezago del retorno del Igbvl en la ecuación de la media, dicho problema no se pudo eliminar con un solo rezago,

dado que el modelo Garch-M (3,7) con un rezago que minimizó el Akaike (-1,440533), siguió presentando autocorrelación residual, el test de Ljung Box para los errores estandarizados para los modelos con uno y dos rezagos del retorno del mercado se presentan en el anexo 9.

Además, con dos rezagos del retorno no se encontró evidencia de proceso ARCH adicionales en la ecuación de la varianza, según el test de Ljung Box para los residuos estándares al cuadrado. Dicho test se presenta en el anexo 9.

El test de Jarque-Bera para dicha estimación, arrojó que los residuos no se comportaron de manera normal, por lo cual se utilizó la matriz asintótica de Bollerslev y Wooldrige. El test de Jarque-Bera se puede apreciar en el anexo 9.

Se puede observar en la tabla N°6 que la variación del country credit rating sólo afectó a la volatilidad del mercado, dado que esta variable fue significativa a un 95% de confianza en la ecuación de la varianza.

Es posible apreciar también, que al igual que las estimaciones anteriores la volatilidad sigue siendo una variable significativa en la explicabilidad del retorno del mercado.

3.2.- Análisis de resultados

Tabla N°7

Resumen de estimaciones

País	Modelo		Ecuación de la media		Ecuación de la varianza	
			ΔCCR	σ	ΔCCR	
Argentina	Garch(2,4)	parámetro	-0,0000988	0,10408	-0,00402	(0,1352)
		p-value	(0,9972)	(0,6666)		
Brasil	Garch(7,8)	parámetro	0,139270*	2,597434*	-0,008901*	(0,0000)
		p-value	(0,0032)	(0,0000)		
Chile	Garch(4,4)	parámetro	0,021440***	0,693294**	-0,000121	(0,1793)
		p-value	(0,0945)	(0,0273)		
México	Garch(4,3)	parámetro	-0,077543*	1,803955*	0,003994*	(0,0016)
		p-value	(0,0027)	(0,0000)		
Perú	Garch(2,2)	parámetro	-0,007118	0,622522*	0,001179**	(0,0103)
		p-value	(0,3400)	(0,0000)		

*, ** y *** significan que el parámetro es significativo al 99%, 95% y 90% de confianza.

De la tabla se desprende que, durante los periodos analizados y bajo el supuesto que los inversionistas pueden estimar en forma certera el country credit rating para el periodo corriente, se presentó evidencia del efecto especulativo del return chasing en Brasil y Chile, esto debido a que dentro de la ecuación de la media la variación del country credit rating fue positiva y significativa al 99% y 90% de confianza para Brasil y Chile respectivamente.

Para Brasil, se encontró evidencia de que las entradas de capitales cuando mejora el country credit rating, disminuyeron la volatilidad de los mercados, esto tiene relación a que dichos inversionistas fueron de carácter racional y no tuvieron un rol desestabilizador dentro del mercado, para Anthony H. Tu y Shen-Yuan Chen (2002) este efecto corresponde a inversiones que reducen la actividad especulativa. Una

explicación adicional, es que los inversores que entraron a esta economía en los últimos años, fueron en su mayoría catalogados como inversionistas directos. Lo anterior debido a que el aumento de inversión externa para el caso brasileño fue principalmente vía inversión directa y no de cartera, por lo tanto no desestabilizaron los mercados bursátiles, véase anexo 10. Sin embargo, para el caso de Chile, a pesar de que obtuvo el mismo signo de la variación del country credit rating en la ecuación de la varianza, su parámetro no fue estadísticamente significativo.

Para el caso argentino, mexicano y peruano, no se encontró evidencia de la hipótesis especulativa del return chasing. A juzgar por los signos obtenidos en la ecuación de la media, para estos países, se estaría en presencia no de un efecto especulativo sino que más bien de un efecto de riesgo, dado que mejoras en el country credit rating (menos riesgo) estarían asociadas a una disminución en el retorno. Dicho efecto fue estadísticamente significativo, al 99% de confianza para el caso mexicano, pero no para el argentino y peruano.

En México y Perú, la variación del country credit rating en la ecuación de la varianza tuvo un signo positivo, lo que quiere decir que cuando esta clasificación mejora, la volatilidad aumenta. Lo anterior demuestra, que estos mercados se encontraron más expuestos o que los inversionistas extranjeros tuvieron carácter de desestabilizadores, en el periodo estudiado.

Se puede observar de la tabla N°7, que para todas las estimaciones la volatilidad en la ecuación de la media, fue una medida positiva y significativa con

excepción de la estimación obtenida para Argentina, lo que demostró una coherencia en el trade-off entre riesgo y retorno, en los periodos analizados. De otra forma se puede interpretar que la volatilidad de los mercados fue una medida eficaz para explicar los retornos, este comportamiento es contrario al encontrado por Anthony H. Tu y Shen-Yuan Chen (2002), dado que en sus estimaciones resultó que el retorno tenía una débil relación con su volatilidad. Esto demuestra que para las economías analizadas, salvo para Argentina, la variabilidad del mercado juega un rol importante en la explicabilidad de los retornos y fue un estimador relevante del riesgo de un mercado. Este comportamiento reiterado, permite poner en duda alguna de las evidencias en contra de la teoría del CAPM, dado que es posible que el parámetro de riesgo sistemático todavía sea eficiente en estos mercados.

De lo anterior, también puede rescatarse que para el caso brasilero y chileno, se encontró evidencia del efecto especulativo y además de un efecto de riesgo, debido al signo y significancia del parámetro asociado a la desviación estándar condicional dentro de la ecuación de la media.

Si bien es cierto, la desviación estándar, presentó una fuerte relación con el retorno del mercado, no hay que descartar el aporte del country credit rating como mecanismo de entrega de información al mercado, dado que este afectó el retorno de Brasil, Chile y México, y la varianzas de Brasil, México y Perú. Lo anterior, demuestra que la movilidad internacional de capitales afectó a los mercados bursátiles de los países estudiados tanto en su retorno como en su varianza, debido a que dichas entradas o salidas generan transacciones en los mercados por lo cual la volatilidad de

estos mercados se vio afectada en la mayoría de los países y este mismo efecto puede generar aumentos o disminuciones en la demanda de las acciones, lo que se refleja tanto en el nivel de precios como en sus retornos respectivos.

Es por lo anterior que resulta difícil entender, que para el caso chileno las entradas de capitales sólo afectaron el retorno, dado que como se explicó en el párrafo anterior, las entradas de capitales debiesen ejercer influencia tanto en el retorno como en la varianza. Una explicación para que el efecto sobre la varianza sea nulo, fue que desde 1998 hasta el año 2003 las entradas de capitales hacia Chile se vieron relativamente compensadas, ya que se generaron entradas por el lado de inversión directa extranjera pero se generaron salidas de capitales por el lado de la inversión de cartera. Para ver las entradas y salidas de capitales diríjase al anexo 10.

4.- CONCLUSIONES

Del análisis presentado en la sección anterior, se pudo concluir que la volatilidad condicional fue un factor importante en la determinación del retorno de los mercados bursátiles. Este comportamiento, se mostró como una relación estadísticamente significativa y positiva, entre la desviación estándar y el retorno para las estimaciones obtenidas en los mercados de Brasil, Chile, México y Perú.

Lo anterior, es contradictorio a lo encontrado por Anthony H. Tu y Shen-Yuan Chen (2002), en las economías asiáticas. Dado que dichos autores encontraron una débil relación entre el retorno y su volatilidad, dichos resultados son similares a los

encontrados por Ballie y DeGennaro (1990). No obstante lo anterior, estos resultados se encuentran en la misma línea de Bollerslev, Engle y Wooldrige (1988), quienes encontraron que los retornos fueron proporcionales a las covarianza condicionales con respecto a un porfolio de mercado diversificado, pero además estos autores que la inclusión de otras variables que incorporen información fueron consideradas por los inversionistas.

En las estimaciones, se pudo apreciar evidencia consistente con la hipótesis especulativa return chasing en Brasil y Chile, debido a que los cambios en el country credit rating tuvieron una influencia positiva y significativa con el retorno. De lo anterior, se puede inferir que las entradas de capitales hacia estas economías estuvieron relacionadas con especulaciones de posibles apreciaciones de capital y siguiendo a esta hipótesis las apreciaciones en la clasificación de riesgo de crédito fueron seguidas por entradas de capitales orientadas a buscar retornos esperados positivos.

Del análisis de resultados, se pudo observar que en la economía mexicana se estuvo en presencia no del efecto especulativo del return chasing, sino que más bien de un efecto de riesgo, el cual es coherente con la teoría financiera de que un menor riesgo posee un menor retorno asociado. De lo anterior, podría inferirse de que las entradas de capitales generaron una baja en el retorno exigido, durante el periodo analizado.

Se pudo concluir, que los mercados de México y Perú fueron los más expuestos a las decisiones de inversión por parte de inversionistas internacionales,

esto debido a que la variación del country credit rating obtuvo un signo positivo y significativo, en la ecuación de la varianza condicional. Esto es, que ante una mejora en la clasificación de riesgo de crédito, los flujos de capitales, ya sea por movimiento especulativo o por efecto de riesgo, generaron una mayor varianza.

Dicho efecto, fue contrario al encontrado en Brasil y Chile donde se presentó mayor evidencia de entradas de capitales de inversionistas racionales. Lo anterior, debido que los signos obtenidos de la variación country credit rating en la ecuación de la varianza fueron negativos, pero solamente significativo para Brasil. Dicho comportamiento se traduce en que las entradas de capitales disminuyeron la actividad especulativa y contribuyeron a estabilizar la variación del mercado bursátil.

De las estimaciones realizadas, se observó que los modelos no se ajustaron al comportamiento del Merval, esto puede explicarse por que las entradas de capital a la Argentina han sido escasas en los últimos tiempos, debido a su inestabilidad macroeconómica y por que el comportamiento de estos ha sido muy errático desde el periodo de convertibilidad, pasando por periodos de altas entradas de capitales al principio del periodo de convertibilidad a periodos de salidas netas de capitales. Además Argentina ha sido impactado fuertemente por las crisis económicas como la asiática, mexicana, rusa, brasilera y por cierto la crisis Argentina, donde los capitales perdieron el incentivo por invertir en Argentina a los niveles exhibidos en los primeros años de los 90's.

Por último, es posible concluir que el efecto de las entradas de capitales fue diferente para cada economía analizada, a pesar de ser todas estas catalogadas como economías emergentes. Lo anterior se pudo concluir dado a que se encontraron signos alternados para la variación del country credit rating, tanto en la ecuación de la media como en la de la varianza.

5.- BIBILOGRAFIA

BALLIE, R Y DEGENARO, R. "Stocks Returns and Volatility". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25 (Junio 1990), 203-214.

BIS (Bank for International Settlements), "The Role of FDI in emerging markets economies compared to other forms of financing: Past developments and implications for financial stability". Frankfurt, Febrero 2003.

BOHN, H y TESAR, L. "U.S. Equity Investment in Foreign Markets: Portfolio Rebalancing or Return Chasing?". *American Economics Review*, 86 (1996), 77-81.

BOLLERSLEV, T. ENGLE, R. WOOLDRIGE, J. "A Capital Pricing Model with Time-varying Covariances". *Journal of Political Economy*, 96 (1988), 116-131.

DUCE, M. "Definitions of Foreign Direct Investment (FDI): a methodological note". *Banco de España*, Julio 2003, 1-16.

EWE-GHEE, L. "Determinants of, and the Relation Between, Foreign Direct Investment and Growth: A Summary of the Recent Literature", IMF Working Paper 01/175 (Washington: International Monetary Fund). Noviembre 2001.

HERNANDEZ, L. MELLADO, P. VALDES, R. "Determinants of Private Capital Flows in the 1970's and 1990's: Is There Evidence of Contagion?". IMF Working Paper 01/64 (Washington: International Monetary Fund). Mayo 2001.

ENCUENTRO Económico (Mayo 2000, Santiago, Chile). Regulación del mercado de capitales. Banco Central de Chile. 12p.

GAZIOGLU, S. "Capital Flows to an Emerging Financial Market in Turkey". University of Aberdeen (Reino Unido). Vol 9, Nº 3. Agosto 2003, 189-195.

GHOSH, N. "Capital Inflows, Growth Sustainability and Financial Debacles". *Managerial Finance*, 29 (2003), 73-97.

GREENE, Williams. Análisis econométrico. Tercera Edición, 1999.

GUJARATI, Damodar. Econometría. Tercera edición, 1997.

IMF (International Monetary Fund), International Finance Statistics Yearbook, 2002.

IMF (International Monetary Fund), International Finance Statistics Yearbook, 2004.

INSTITUTIONAL Investors Magazine, International Edition. Londres, Reino Unido. Marzo 1989, 1990, 1991, 1992, 1993, 1994, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004.

INSTITUTIONAL Investors Magazine, International Edition. Londres, Reino Unido. Septiembre 1989, 1990, 1991, 1992, 1993, 1994, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004.

KARCESKI, J. "Return-Chasing Behavior, Mutual Funds and Beta's Death". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 37 (Diciembre 2002), 559-594.

TU, A y CHEN, S. "Return, Volatility and Short-term Capital inflows: A Test of "Return-Chasing" Hypotesis in Asia-Pacific Equity Markets". *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*. 5 (2002), 321-342.

RIVEROS, Luís. *Econometría Básica*. Santiago, Chile, GESTION Ltda., 1997.

VALDES, R. "Emerging Markets Contagion: Evidence and Theory", Banco Central de Chile, Documento de Trabajo 07, 1997.

ANEXOS

ANEXO 1

MODELOS DE HETEROCEDASTICIDAD CONDICIONAL AUTOREGRESEIVA

La utilización de los modelos ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) y GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity), son útiles en las finanzas dado que estos muestran la relación que existe entre el retorno esperado y la volatilidad. Además, estos modelos levantan los supuestos del modelo clásico de regresión lineal, dado que no asumen una varianza constante y por lo tanto son más representativos de la realidad donde las series tienen un comportamiento dinámico. Estos modelos, permiten modelar la varianza de los activos financieros en un periodo de tiempo dado.

La varianza condicional es la modelada en este tipo de estructuras, dicha varianza es la representativa del corto plazo. Engle (1982), propuso un modelo de heterocedasticidad condicional autorgresiva (ARCH), lo que quiere decir que la varianza condicional se mueve de forma similar que un AR(p).

Supóngase, la siguiente ecuación de la media:

$$R_t = \beta_0 + X_t' \beta_1 + \varepsilon_t$$

Donde X corresponde a algún conjunto de variables explicativas y ε_t , correspondería al término de perturbación, ahora:

$$\varepsilon_t = \mu_t \sqrt{h_t}$$

Del termino error se desprende una parte determinística, $\sqrt{h_t}$, y otra estocástica, μ_t . Un modelo ARCH (1) se escribe de la siguiente manera:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

Como se puede apreciar el termino de perturbación, en estos modelos, se considera que esta autocorrelacionado, por lo que la varianza condicional no sería constante como en el caso de una estimación por mínimos cuadrados ordinarios. En términos más generales un ARCH, puede ser de orden q, por lo cual este quedaría expresado como:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

Los modelos GARCH o ARCH generalizados, son similares en estructura a los primeros, pero permiten capturar la autocorrelación en forma más parsimoniosa o con menos rezagos, esto debido a que incorporan rezagos de la variable dependiente del modelo ARCH. De lo anterior, se desprende que no sólo se incluyen rezagos del término error sino que también de h_t , entonces un GARCH (p, q) quedaría expresado de la siguiente manera:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \gamma_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

Ambos modelos pueden incorporar la varianza o desviación estándar dentro de la ecuación en media, esto se conoce como ARCH o GARCH en media. Los modelos ARCH-M y GARCH-M, permiten establecer el trade-off entre riesgo y retorno para series financieras, esta relación suele conocerse como premio por riesgo.

Dado lo anterior, la ecuación de la media queda de la siguiente manera:

$$R_t = \beta_0 + X_t' \beta_1 + \delta h_t + \varepsilon_t$$

ANEXO 2
SERIE DEL COUNTRY CREDIT RATING.

Tabla N°8

Country Credit Rating

Año	Semestre	Argentina	Brasil	Chile	México	Perú
1989	I	22,3	29,1	31,1	29,3	11,5
	II	19	27,8	33,6	30,3	10,2
1990	I	18,7	27,2	36,1	32,6	10,3
	II	18,3	26,5	37,8	35	11,1
1991	I	19,4	27,4	39,3	38	12,3
	II	20,3	26,5	41,2	38	12,2
1992	I	23,6	27	44,1	41	14,3
	II	26,2	27,1	45,9	42,6	13,3
1993	I	30,5	27,7	48,9	45,2	13,9
	II	32,6	27,8	51,5	45,6	15
1994	I	35,6	28,8	53,6	46,9	17,5
	II	37,3	30,3	54,9	46,1	21
1995	I	38,9	33,4	55,6	46,9	23,7
	II	38,8	34,9	57,4	41,8	26,3
1996	I	38,4	35,8	59,2	41,2	27,2
	II	38,9	38,3	61,2	41,6	30
1997	I	39,9	38,8	62	42,6	32
	II	41,3	39,5	63,5	43,5	33,7
1998	I	41,6	38,7	63,2	45,2	33,5
	II	41,8	38,1	62	45,4	34,6
1999	I	42,7	37,4	61,8	46	35
	II	42,4	36,5	61	48,2	37
2000	I	43	38,5	62,6	49,8	38,8
	II	45,8	45	67,2	56,7	42,3
2001	I	39,8	43,7	65,7	57,3	38,5
	II	34,7	42,1	64,2	55,3	34,7
2002	I	23,8	40,2	64	57,2	37,1
	II	15,8	39,9	66,1	59	38,3
2003	I	14,5	36,1	64,7	58,5	36,3
	II	18,4	37,1	65,2	54,8	38,3
2004	I	21,5	42,7	67,2	59,7	42,4
	II	22,2	42,6	67,5	60	44,5

Fuente: Institutional Investors.

ANEXO 3

GARFICOS DE INDICES BURSATILES Y EL COUNTRY CREDIT RATING

Gráfico N°3

Argentina

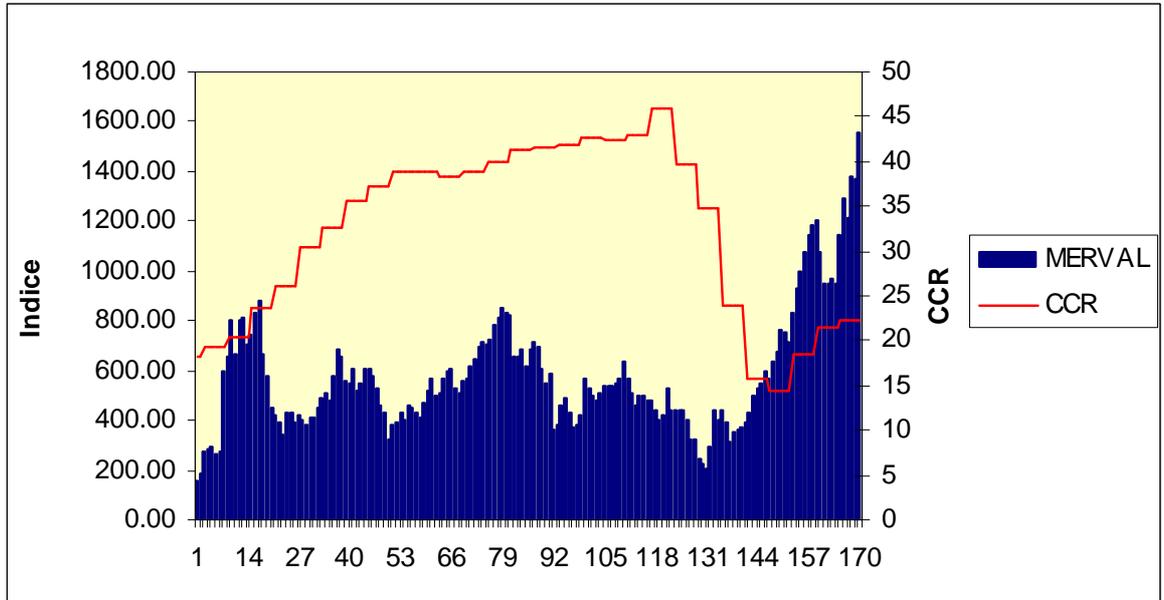


Gráfico N°4

Brasil

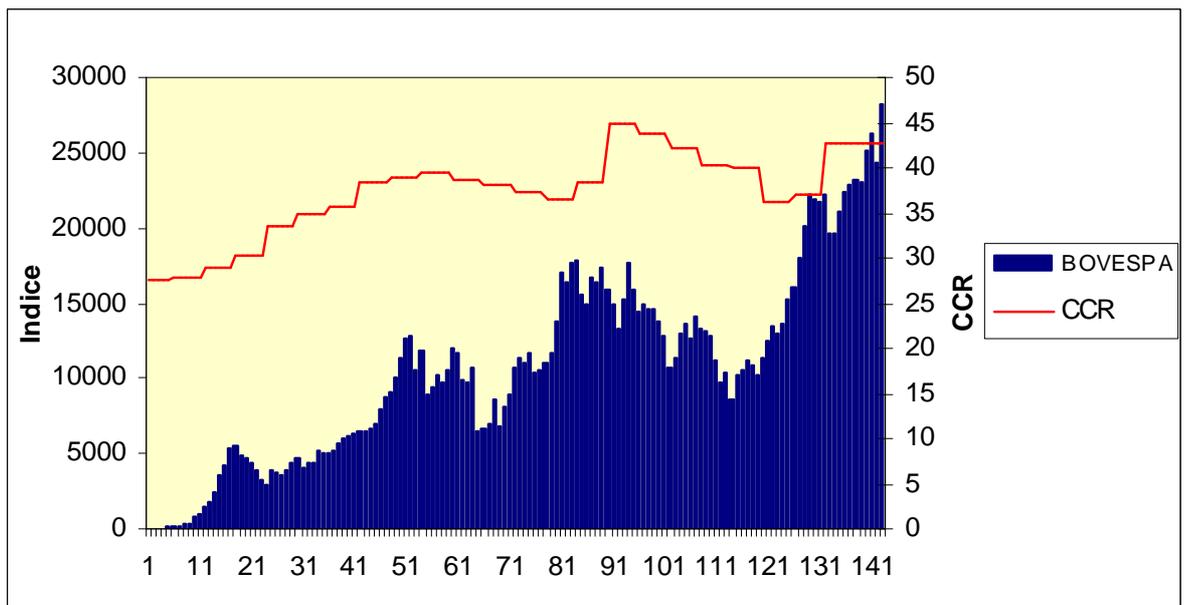


Gráfico N°5

Chile

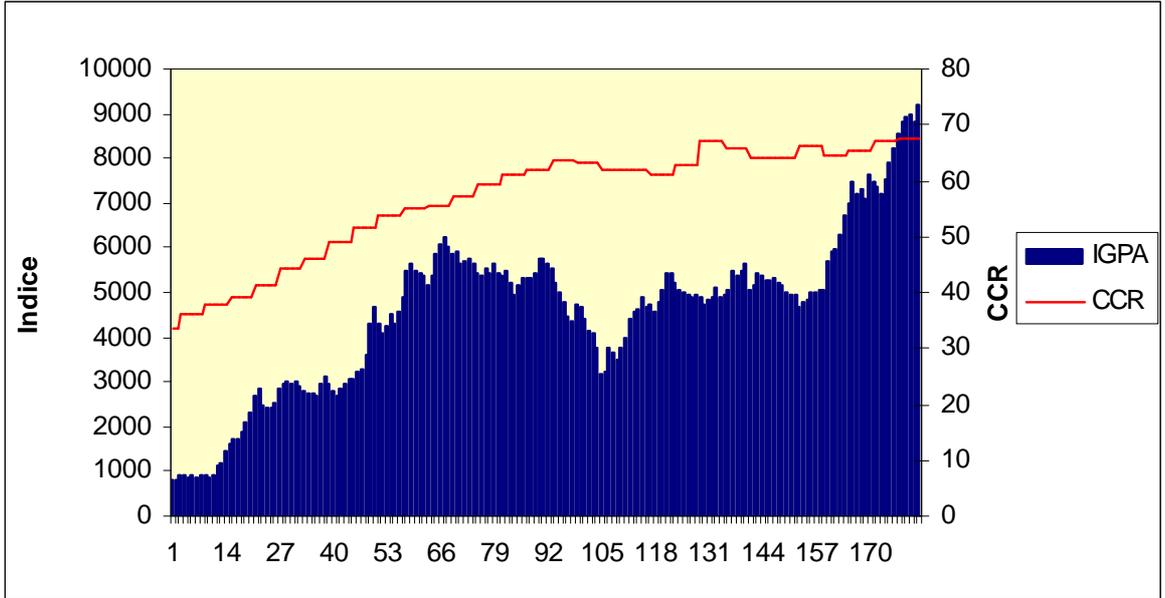


Gráfico N°6

México

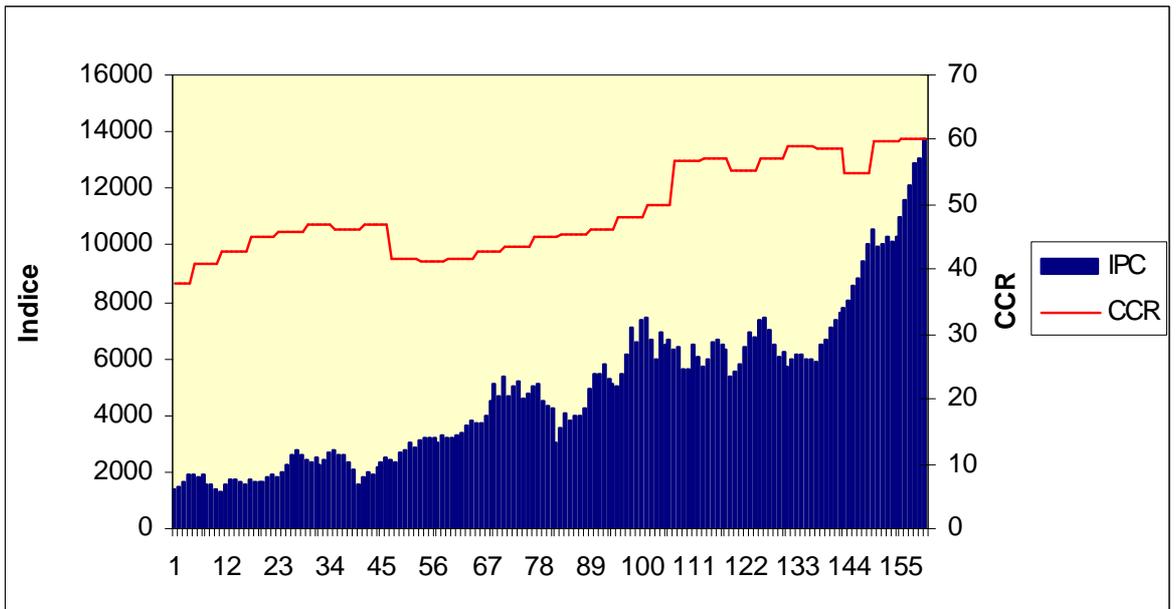
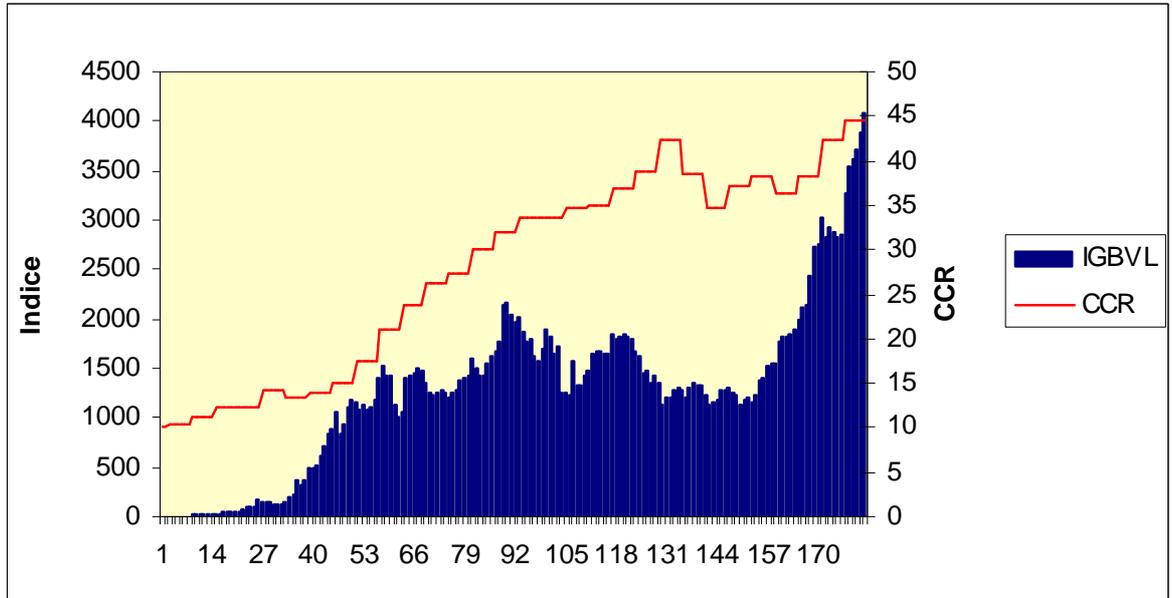


Gráfico N°7

Perú



ANEXO 4
TESTS DE RAIZ UNITARIA

Tabla N°9

Test de raíz unitaria: Retorno del Merval

ADF Test Statistic	-4.811087	1% Critical Value*	-2.5785
		5% Critical Value	-1.9418
		10% Critical Value	-1.6167

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RMerval)

Method: Least Squares

Date: 11/01/05 Time: 14:42

Sample(adjusted): 1991:07 2004:09

Included observations: 159 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RMerval(-1)	-0.799357	0.166149	-4.811087	0.0000
D(RMerval(-1))	-0.108012	0.148260	-0.728527	0.4674
D(RMerval(-2))	-0.090110	0.125619	-0.717333	0.4743
D(RMerval(-3))	-0.177946	0.103304	-1.722552	0.0870
D(RMerval(-4))	-0.149792	0.077628	-1.929623	0.0555
R-squared	0.467317	Mean dependent var		0.001791
Adjusted R-squared	0.453481	S.D. dependent var		0.207871
S.E. of regression	0.153673	Akaike info criterion		-0.877040
Sum squared resid	3.636764	Schwarz criterion		-0.780533
Log likelihood	74.72466	Durbin-Watson stat		1.964107

Tabla N°10

Test de raíz unitaria: Variación CCR de Argentina

ADF Test Statistic	-2.214430	1% Critical Value*	-2.5785
		5% Critical Value	-1.9418
		10% Critical Value	-1.6167

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(VCCR)

Method: Least Squares

Date: 11/01/05 Time: 14:41

Sample(adjusted): 1991:07 2004:09

Included observations: 159 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VCCR(-1)	-0.063908	0.028860	-2.214430	0.0283
D(VCCR(-1))	0.021950	0.080699	0.271996	0.7860
D(VCCR(-2))	0.022446	0.080651	0.278305	0.7812
D(VCCR(-3))	0.022872	0.080588	0.283818	0.7769
D(VCCR(-4))	0.023374	0.080539	0.290220	0.7720
R-squared	0.031184	Mean dependent var	-0.000196	
Adjusted R-squared	0.006020	S.D. dependent var	0.205891	
S.E. of regression	0.205271	Akaike info criterion	-0.298033	
Sum squared resid	6.488954	Schwarz criterion	-0.201526	
Log likelihood	28.69360	Durbin-Watson stat	2.001176	

Tabla N°11

Test de raíz unitaria: Retorno del Bovespa

ADF Test Statistic	-3.369593	1% Critical Value*	-2.5812
		5% Critical Value	-1.9423
		10% Critical Value	-1.6170

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RBOVESPA)

Method: Least Squares

Date: 11/01/05 Time: 14:46

Sample(adjusted): 1993:10 2004:09

Included observations: 132 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RBOVESPA(-1)	-0.273493	0.081165	-3.369593	0.0010
D(RBOVESPA(-1))	-0.548598	0.102441	-5.355233	0.0000
D(RBOVESPA(-2))	-0.338957	0.108115	-3.135161	0.0021
D(RBOVESPA(-3))	-0.281522	0.102590	-2.744145	0.0069
D(RBOVESPA(-4))	-0.056450	0.083813	-0.673518	0.5018
R-squared	0.429945	Mean dependent var	-0.003798	
Adjusted R-squared	0.411991	S.D. dependent var	0.172642	
S.E. of regression	0.132385	Akaike info criterion	-1.169063	
Sum squared resid	2.225772	Schwarz criterion	-1.059866	
Log likelihood	82.15819	Durbin-Watson stat	1.967885	

Tabla N°12

Test de raíz unitaria: Variación CCR de Brasil

ADF Test Statistic	-3.479457	1% Critical Value*	-2.5812
		5% Critical Value	-1.9423
		10% Critical Value	-1.6170

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(VCCR)

Method: Least Squares

Date: 11/01/05 Time: 14:44

Sample(adjusted): 1993:10 2004:09

Included observations: 132 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VCCR(-1)	-0.176479	0.050720	-3.479457	0.0007
D(VCCR(-1))	0.085327	0.088575	0.963330	0.3372
D(VCCR(-2))	0.084956	0.088523	0.959696	0.3390
D(VCCR(-3))	0.084583	0.088472	0.956049	0.3409
D(VCCR(-4))	0.084210	0.088420	0.952387	0.3427
R-squared	0.087074	Mean dependent var	-0.000253	
Adjusted R-squared	0.058320	S.D. dependent var	0.206149	
S.E. of regression	0.200048	Akaike info criterion	-0.343378	
Sum squared resid	5.082428	Schwarz criterion	-0.234181	
Log likelihood	27.66295	Durbin-Watson stat	2.011248	

Tabla N°13

Test de raíz unitaria: Retorno del Igpa

ADF Test Statistic	-4.461954	1% Critical Value*	-2.5776
		5% Critical Value	-1.9416
		10% Critical Value	-1.6167

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RIGPA)

Method: Least Squares

Date: 11/01/05 Time: 14:50

Sample(adjusted): 1990:07 2004:09

Included observations: 171 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RIGPA(-1)	-0.519946	0.116529	-4.461954	0.0000
D(RIGPA(-1))	-0.061383	0.114276	-0.537146	0.5919
D(RIGPA(-2))	-0.172106	0.104076	-1.653659	0.1001
D(RIGPA(-3))	-0.083659	0.088515	-0.945143	0.3460
D(RIGPA(-4))	-0.041794	0.076341	-0.547472	0.5848
R-squared	0.318354	Mean dependent var	2.29E-05	
Adjusted R-squared	0.301929	S.D. dependent var	0.065248	
S.E. of regression	0.054515	Akaike info criterion	-2.951872	
Sum squared resid	0.493336	Schwarz criterion	-2.860011	
Log likelihood	257.3851	Durbin-Watson stat	1.990368	

Tabla N°14

Test de raíz unitaria: Variación CCR de Chile

ADF Test Statistic	-2.791594	1% Critical Value*	-2.5776
		5% Critical Value	-1.9416
		10% Critical Value	-1.6167

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(VCCR)

Method: Least Squares

Date: 11/01/05 Time: 14:49

Sample(adjusted): 1990:07 2004:09

Included observations: 171 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VCCR(-1)	-0.118269	0.042366	-2.791594	0.0059
D(VCCR(-1))	-0.159849	0.079946	-1.999457	0.0472
D(VCCR(-2))	0.002155	0.080604	0.026739	0.9787
D(VCCR(-3))	0.027940	0.079828	0.349999	0.7268
D(VCCR(-4))	-0.008446	0.077073	-0.109589	0.9129
R-squared	0.095337	Mean dependent var	-0.001357	
Adjusted R-squared	0.073538	S.D. dependent var	0.164097	
S.E. of regression	0.157948	Akaike info criterion	-0.824297	
Sum squared resid	4.141300	Schwarz criterion	-0.732436	
Log likelihood	75.47742	Durbin-Watson stat	1.998601	

Tabla N°15

Test de raíz unitaria: Retorno del lpc

ADF Test Statistic	-5.777782	1% Critical Value*	-2.5794
		5% Critical Value	-1.9420
		10% Critical Value	-1.6168

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RIPC)

Method: Least Squares

Date: 11/01/05 Time: 14:51

Sample(adjusted): 1992:05 2004:09

Included observations: 149 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RIPC(-1)	-1.061059	0.183645	-5.777782	0.0000
D(RIPC(-1))	0.077621	0.161716	0.479984	0.6320
D(RIPC(-2))	0.051543	0.139935	0.368335	0.7132
D(RIPC(-3))	0.092493	0.113641	0.813907	0.4170
D(RIPC(-4))	0.024068	0.082052	0.293319	0.7697
R-squared	0.495752	Mean dependent var	0.000587	
Adjusted R-squared	0.481745	S.D. dependent var	0.121615	
S.E. of regression	0.087550	Akaike info criterion	-2.000227	
Sum squared resid	1.103766	Schwarz criterion	-1.899424	
Log likelihood	154.0169	Durbin-Watson stat	1.999645	

Tabla N°15

Test de raíz unitaria: Variación CCR de México

ADF Test Statistic	-4.255873	1% Critical Value*	-2.5794
		5% Critical Value	-1.9420
		10% Critical Value	-1.6168

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(VCCR)

Method: Least Squares

Date: 11/01/05 Time: 14:51

Sample(adjusted): 1992:05 2004:09

Included observations: 149 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VCCR(-1)	-0.221279	0.051994	-4.255873	0.0000
D(VCCR(-1))	0.106936	0.082145	1.301798	0.1951
D(VCCR(-2))	0.107186	0.082152	1.304735	0.1941
D(VCCR(-3))	0.107437	0.082158	1.307675	0.1931
D(VCCR(-4))	0.107687	0.082165	1.310619	0.1921
R-squared	0.111693	Mean dependent var	-0.001425	
Adjusted R-squared	0.087018	S.D. dependent var	0.227666	
S.E. of regression	0.217535	Akaike info criterion	-0.179934	
Sum squared resid	6.814286	Schwarz criterion	-0.079130	
Log likelihood	18.40508	Durbin-Watson stat	2.021789	

Tabla N°17

Test de raíz unitaria: Retorno del Igbvl

ADF Test Statistic	-4.523071	1% Critical Value*	-2.5776
		5% Critical Value	-1.9416
		10% Critical Value	-1.6167

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RIGBVL)

Method: Least Squares

Date: 11/01/05 Time: 14:53

Sample(adjusted): 1990:07 2004:09

Included observations: 171 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RIGBVL(-1)	-0.399871	0.088407	-4.523071	0.0000
D(RIGBVL(-1))	-0.243867	0.095803	-2.545509	0.0118
D(RIGBVL(-2))	-0.216233	0.092867	-2.328418	0.0211
D(RIGBVL(-3))	-0.093865	0.085480	-1.098091	0.2738
D(RIGBVL(-4))	-0.034167	0.074305	-0.459827	0.6462
R-squared	0.321043	Mean dependent var	-0.003093	
Adjusted R-squared	0.304682	S.D. dependent var	0.252841	
S.E. of regression	0.210834	Akaike info criterion	-0.246691	
Sum squared resid	7.378833	Schwarz criterion	-0.154830	
Log likelihood	26.09212	Durbin-Watson stat	2.002557	

Tabla N°18

Test de raíz unitaria: Variación CCR del Perú

ADF Test Statistic	-3.233670	1% Critical Value*	-2.5776
		5% Critical Value	-1.9416
		10% Critical Value	-1.6167

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(VCCR)

Method: Least Squares

Date: 11/01/05 Time: 14:52

Sample(adjusted): 1990:07 2004:09

Included observations: 171 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VCCR(-1)	-0.122239	0.037802	-3.233670	0.0015
D(VCCR(-1))	0.060766	0.077750	0.781555	0.4356
D(VCCR(-2))	0.060714	0.077731	0.781083	0.4359
D(VCCR(-3))	0.060914	0.077631	0.784663	0.4338
D(VCCR(-4))	0.060860	0.077611	0.784164	0.4341
R-squared	0.059212	Mean dependent var	0.001314	
Adjusted R-squared	0.036543	S.D. dependent var	0.166998	
S.E. of regression	0.163919	Akaike info criterion	-0.750089	
Sum squared resid	4.460310	Schwarz criterion	-0.658227	
Log likelihood	69.13258	Durbin-Watson stat	2.007468	

ANEXO 5
TESTS APLICADOS A LA ESTIMACION EN ARGENTINA

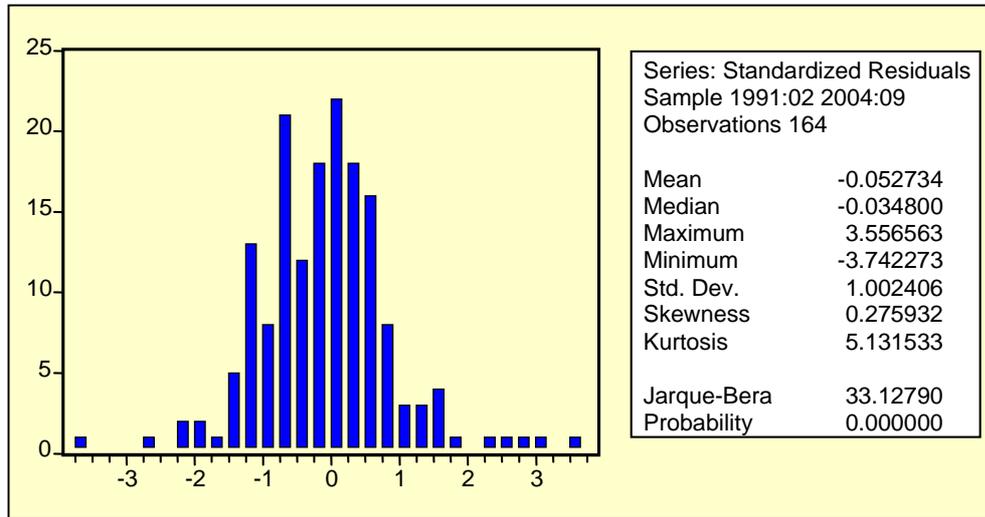
Tabla N°19

Criterio del Akaike

Garch(p,q)	Akaike
Garch(1,1)	-0,83464
Garch(2,2)	-0,979173
Garch(3,3)	-0,854681
Garch(4,4)	-0,784316
Garch(5,5)	-0,873611
Garch(6,6)	-0,946418
Garch(7,7)	-0,755500
Garch(8,8)	-0,783864
Garch(9,9)	-0,728725
Garch(2,1)	-0,821950
Garch(2,3)	-1,022827
Garch(2,4)	-1,019256
Garch(2,5)	-0,782222
Garch(2,6)	-0,824038
Garch(2,7)	-0,763054
Garch(2,8)	-0,814849
Garch(2,9)	-0,746277
Garch(1,2)	-0,868422
Garch(3,2)	-0,82016
Garch(4,2)	-0,821092
Garch(5,2)	-1,002753
Garch(6,2)	-0,860242
Garch(7,2)	-0,940178
Garch(8,2)	-0,880978
Garch(9,2)	-0,822971

Gráfico N°8

Test de Jarque-Bera



Se rechaza la hipótesis nula de distribución normal.

Tabla N°20

Correlograma de residuos estandarizados

Date: 11/15/05 Time: 16:19
 Sample: 1991:02 2004:09
 ncluded observations: 164

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.123	0.123	2.5270	0.112
		2 -0.031	-0.047	2.6916	0.260
		3 -0.068	-0.059	3.4646	0.325
		4 0.021	0.037	3.5424	0.471
		5 0.075	0.065	4.5143	0.478
		6 -0.036	-0.058	4.7423	0.577
		7 0.119	0.143	7.1882	0.410
		8 0.000	-0.030	7.1882	0.516
		9 0.023	0.026	7.2786	0.608
		10 0.010	0.018	7.2948	0.697
		11 -0.088	-0.095	8.6605	0.653
		12 -0.045	-0.040	9.0255	0.701
		13 -0.107	-0.090	11.093	0.603
		14 -0.048	-0.065	11.510	0.646
		15 -0.032	-0.022	11.693	0.702
		16 -0.048	-0.051	12.112	0.736
		17 -0.059	-0.061	12.748	0.753
		18 -0.159	-0.124	17.434	0.493
		19 -0.058	-0.033	18.066	0.518
		20 -0.001	0.017	18.067	0.583

Como se observa en la tabla, ninguna de las probabilidades es significativa, por lo que se descarta una autocorrelación residual y el modelo se encuentra perfectamente especificado.

Tabla N°21

Correlograma de residuos estandarizados al cuadrado

Date: 11/15/05 Time: 16:27
 Sample: 1991:02 2004:09
 Included observations: 164

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.023	-0.023	0.0856	0.770
		2	-0.035	-0.036	0.2941	0.863
		3	-0.005	-0.006	0.2976	0.960
		4	-0.021	-0.023	0.3738	0.985
		5	0.053	0.052	0.8569	0.973
		6	-0.028	-0.027	0.9888	0.986
		7	-0.069	-0.067	1.8106	0.970
		8	0.085	0.081	3.0715	0.930
		9	-0.079	-0.080	4.1636	0.900
		10	0.097	0.097	5.8123	0.831
		11	0.036	0.034	6.0427	0.871
		12	0.061	0.079	6.7001	0.877
		13	-0.071	-0.084	7.6185	0.868
		14	-0.032	-0.016	7.8052	0.899
		15	0.019	0.012	7.8719	0.929
		16	-0.023	-0.041	7.9728	0.950
		17	-0.004	0.016	7.9764	0.967
		18	0.032	0.024	8.1734	0.976
		19	-0.031	-0.013	8.3574	0.983
		20	-0.023	-0.055	8.4581	0.988

Debido a que ninguna de las probabilidades es significativa, se desechó la posibilidad de procesos ARCH adicionales.

ANEXO 6

TESTS APLICADOS A LA ESTIMACION EN BRASIL

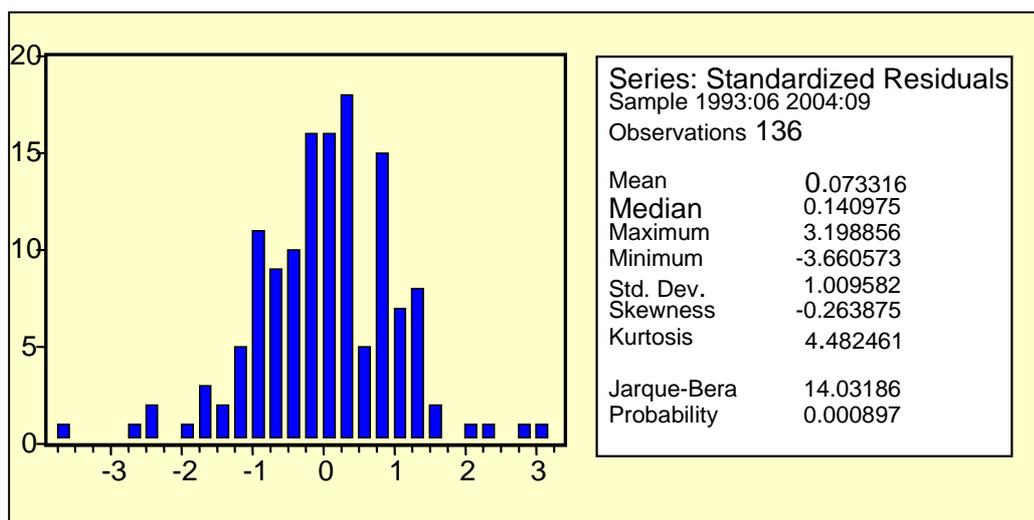
Tabla N°22

Criterio del Akaike

Garch(p,q)	Akaike
Garch(1,1)	-1,210607
Garch(2,2)	-1,237919
Garch(3,3)	-1,250539
Garch(4,4)	-1,196799
Garch(5,5)	-1,178200
Garch(6,6)	-1,051379
Garch(7,7)	-1,197813
Garch(8,8)	-1,269257
Garch(9,9)	-1,209770
Garch(8,1)	-1,236050
Garch(8,2)	-1,216149
Garch(8,3)	-1,249368
Garch(8,4)	-1,212318
Garch(8,5)	-1,219401
Garch(8,6)	-1,199361
Garch(8,7)	-1,244021
Garch(8,9)	-1,235567
Garch(1,8)	-1,211473
Garch(2,8)	-1,213962
Garch(3,8)	-1,228979
Garch(4,8)	-1,214875
Garch(5,8)	-1,232533
Garch(6,8)	-1,124514
Garch(7,8)	-1,284922
Garch(9,8)	-1,235728

Gráfico N°9

Test de Jarque-Bera



Se rechaza la hipótesis nula de distribución normal.

Tabla N°23

Correlograma de residuos estandarizados

Date: 11/15/05 Time: 17:37
 Sample: 1993:06 2004:09
 Included observations: 136

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.017	-0.017	0.0386	0.844
		2	0.071	0.071	0.7539	0.686
		3	0.136	0.139	3.3581	0.340
		4	0.193	0.199	8.6772	0.070
		5	0.010	0.005	8.6902	0.122
		6	0.003	-0.045	8.6911	0.192
		7	0.128	0.075	11.075	0.135
		8	-0.062	-0.096	11.636	0.168
		9	0.053	0.039	12.046	0.211
		10	0.071	0.070	12.800	0.235
		11	-0.019	-0.041	12.852	0.303
		12	0.052	0.064	13.257	0.351
		13	-0.044	-0.073	13.558	0.406
		14	0.038	-0.007	13.777	0.466
		15	-0.130	-0.116	16.390	0.357
		16	0.079	0.055	17.378	0.362
		17	-0.008	0.026	17.389	0.428
		18	-0.065	-0.035	18.063	0.451
		19	-0.031	-0.028	18.222	0.508
		20	0.018	0.013	18.276	0.569

Como se puede apreciar en la tabla, ninguna de las probabilidades es significativa al 95% de confianza, por lo cual se descartó la posibilidad de autocorrelación residual.

Tabla N°24

Correlograma de residuos estandarizados al cuadrado

Date: 11/15/05 Time: 17:40
 Sample: 1993:06 2004:09
 Included observations: 136

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.042	-0.042	0.2495	0.617
		2	-0.022	-0.024	0.3162	0.854
		3	0.098	0.096	1.6722	0.643
		4	0.135	0.145	4.2708	0.371
		5	-0.052	-0.035	4.6516	0.460
		6	-0.097	-0.110	6.0178	0.421
		7	0.122	0.086	8.1694	0.318
		8	-0.083	-0.089	9.1842	0.327
		9	-0.032	-0.005	9.3351	0.407
		10	0.046	0.052	9.6537	0.471
		11	0.072	0.059	10.436	0.492
		12	-0.001	0.032	10.436	0.578
		13	-0.067	-0.060	11.117	0.601
		14	-0.066	-0.135	11.783	0.624
		15	0.016	0.004	11.820	0.693
		16	0.041	0.067	12.085	0.738
		17	-0.040	0.005	12.337	0.779
		18	-0.063	-0.049	12.974	0.793
		19	0.007	-0.024	12.982	0.839
		20	0.169	0.169	17.629	0.612

De la tabla se desprende las funciones de autocorrelación simple y parcial no son estadísticamente significativas al 95% de confianza, por lo cual se descarta la posibilidad de procesos ARCH adicionales.

ANEXO 7
TESTS APLICADOS A LA ESTIMACION EN CHILE

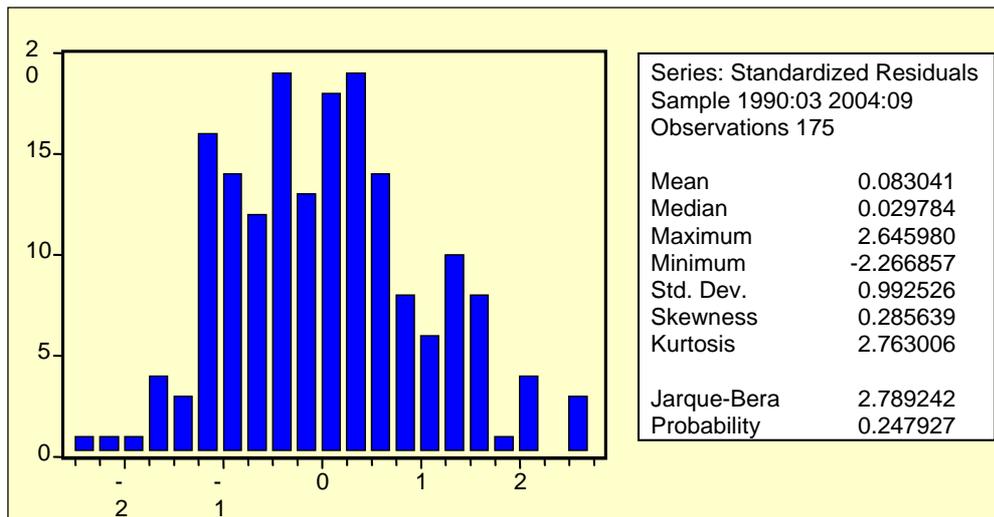
Tabla N°25

Criterio del Akaike

Garch(p,q)	Akaike
Garch(1,1)	-3,029474
Garch(2,2)	-3,046326
Garch(3,3)	-3,027456
Garch(4,4)	-3,094942
Garch(5,5)	-3,027326
Garch(6,6)	-3,075221
Garch(7,7)	-3,007326
Garch(8,8)	-3,002581
Garch(9,9)	-3,031308
Garch(,1)	-3,046224
Garch(4,2)	-3,023390
Garch(4,3)	-2,996963
Garch(4,5)	-3,085873
Garch(4,6)	-3,074069
Garch(4,7)	-3,025811
Garch(4,8)	0,000000
Garch(4,9)	-2,979121
Garch(1,4)	-3,025575
Garch(2,4)	-3,050327
Garch(3,4)	-3,054005
Garch(5,4)	-3,010373
Garch(6,4)	-3,030339
Garch(7,4)	-2,990768
Garch(8,4)	-3,042126
Garch(9,4)	-3,005788

Gráfico N°10

Test de Jarque-Bera



Del Jarque-Bera, se desprende que la hipótesis nula que comprende distribución normal en los residuos no puede ser rechazada.

Tabla N°26

Correlograma de residuos estandarizados

Date: 11/15/05 Time: 18:39
 Sample: 1990:03 2004:09
 Included observations: 175

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.074	0.074	0.9724	0.324
		2	-0.103	-0.109	2.8562	0.240
		3	-0.066	-0.051	3.6436	0.303
		4	-0.016	-0.018	3.6872	0.450
		5	0.021	0.011	3.7662	0.584
		6	0.017	0.008	3.8219	0.701
		7	0.029	0.029	3.9804	0.782
		8	0.089	0.091	5.4552	0.708
		9	0.043	0.038	5.7929	0.760
		10	-0.027	-0.011	5.9295	0.821
		11	0.061	0.085	6.6387	0.828
		12	0.066	0.060	7.4551	0.826
		13	-0.105	-0.108	9.5509	0.730
		14	-0.073	-0.045	10.563	0.720
		15	-0.088	-0.102	12.066	0.674
		16	0.136	0.120	15.663	0.477
		17	-0.043	-0.110	16.021	0.522
		18	0.027	0.058	16.163	0.581
		19	-0.026	-0.050	16.297	0.637
		20	-0.049	-0.044	16.779	0.667

Como se puede apreciar en la tabla, ninguna de las probabilidades es significativa al 95% de confianza, por lo cual se descartó la posibilidad de autocorrelación residual.

Tabla N°27

Correlograma de residuos estandarizados al cuadrado

Date: 11/15/05 Time: 18:43
 Sample: 1990:03 2004:09
 Included observations: 175

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.066	-0.066	0.7793	0.377
		2	0.065	0.061	1.5389	0.463
		3	0.044	0.053	1.8938	0.595
		4	-0.026	-0.024	2.0128	0.733
		5	-0.025	-0.035	2.1277	0.831
		6	-0.075	-0.079	3.1724	0.787
		7	0.072	0.070	4.1334	0.764
		8	-0.084	-0.064	5.4522	0.708
		9	0.098	0.088	7.2444	0.612
		10	0.058	0.068	7.8815	0.640
		11	0.089	0.095	9.3870	0.586
		12	0.087	0.080	10.833	0.543
		13	-0.055	-0.056	11.420	0.576
		14	0.114	0.086	13.924	0.455
		15	-0.013	0.029	13.959	0.529
		16	0.063	0.065	14.743	0.543
		17	-0.036	-0.019	14.993	0.596
		18	-0.088	-0.104	16.506	0.557
		19	0.031	0.009	16.698	0.610
		20	-0.066	-0.042	17.577	0.615

De la tabla se desprende las funciones de autocorrelación simple y parcial no son estadísticamente significativas al 95% de confianza, por lo cual se descarta la posibilidad de procesos ARCH adicionales.

ANEXO 8
TESTS APLICADOS A LA ESTIMACIÓN EN MÉXICO

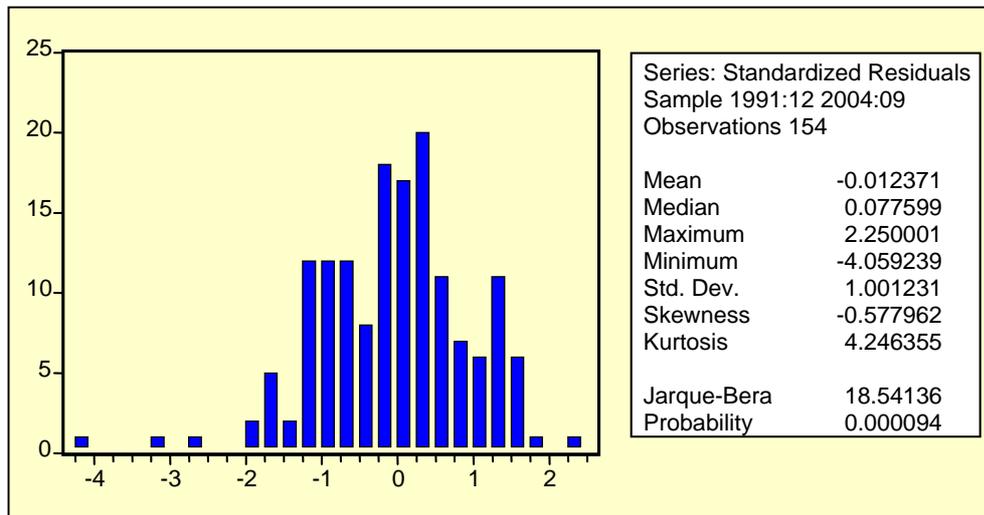
Tabla N°28

Criterio del Akaike

Garch(p,q)	Akaike
Garch(1,1)	-2,066051
Garch(2,2)	-2,085375
Garch(3,3)	-2,086371
Garch(4,4)	-2,035614
Garch(5,5)	-2,048498
Garch(6,6)	-2,004283
Garch(7,7)	-2,046204
Garch(8,8)	-2,045088
Garch(9,9)	-2,004936
Garch(3,1)	-2,082069
Garch(3,2)	-2,080980
Garch(3,4)	-2,052942
Garch(3,5)	-2,086830
Garch(3,6)	-2,104928
Garch(3,7)	-2,069187
Garch(3,8)	-2,061563
Garch(3,9)	-2,080975
Garch(1,3)	-2,069009
Garch(2,3)	-2,056391
Garch(4,3)	-2,075391
Garch(5,3)	-2,027314
Garch(6,3)	-2,007812
Garch(7,3)	-2,089052
Garch(8,3)	-2,075119
Garch(9,3)	-2,000000

Gráfico N°11

Test de Jarque-Bera



Del Jarque-Bera, se desprende que la hipótesis nula que comprende distribución normal en los residuos es rechazada.

Tabla N°29

Correlograma de residuos estandarizados

Date: 11/15/05 Time: 21:24
 Sample: 1991:12 2004:09
 Included observations: 154

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.061	0.061	0.5880	0.443
		2 -0.020	-0.024	0.6536	0.721
		3 0.027	0.030	0.7739	0.856
		4 -0.028	-0.033	0.9021	0.924
		5 -0.077	-0.073	1.8674	0.867
		6 -0.191	-0.186	7.7677	0.256
		7 0.041	0.063	8.0425	0.329
		8 0.025	0.014	8.1457	0.419
		9 0.006	0.015	8.1524	0.519
		10 0.155	0.142	12.163	0.274
		11 -0.094	-0.144	13.644	0.253
		12 -0.093	-0.108	15.100	0.236
		13 -0.077	-0.063	16.113	0.243
		14 -0.069	-0.051	16.941	0.259
		15 -0.062	-0.035	17.600	0.284
		16 -0.124	-0.085	20.289	0.207
		17 0.027	-0.037	20.420	0.253
		18 -0.043	-0.102	20.742	0.293
		19 -0.018	-0.037	20.800	0.348
		20 0.101	0.062	22.615	0.308

Como se puede apreciar en la tabla, ninguna de las probabilidades es significativa al 95% de confianza, por lo cual se descartó la posibilidad de autocorrelación residual.

Tabla N°30

Correlograma de residuos estandarizados al cuadrado

Date: 11/15/05 Time: 21:26
 Sample: 1991:12 2004:09
 Included observations: 154

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.101	-0.101	1.6034	0.205
		2	0.094	0.085	3.0092	0.222
		3	-0.057	-0.040	3.5221	0.318
		4	-0.029	-0.046	3.6543	0.455
		5	-0.049	-0.048	4.0383	0.544
		6	-0.038	-0.043	4.2711	0.640
		7	0.081	0.080	5.3336	0.619
		8	-0.093	-0.080	6.7568	0.563
		9	0.003	-0.035	6.7583	0.662
		10	0.019	0.034	6.8156	0.743
		11	0.061	0.064	7.4338	0.763
		12	0.063	0.071	8.1132	0.776
		13	-0.030	-0.034	8.2666	0.826
		14	0.055	0.034	8.7944	0.844
		15	-0.079	-0.040	9.8745	0.828
		16	0.001	-0.012	9.8747	0.873
		17	-0.071	-0.059	10.756	0.869
		18	0.039	0.023	11.028	0.893
		19	-0.044	-0.029	11.377	0.911
		20	0.022	0.017	11.464	0.933

De la tabla se desprende las funciones de autocorrelación simple y parcial no son estadísticamente significativas al 95% de confianza, por lo cual se descarta la posibilidad de procesos ARCH adicionales.

ANEXO 9
TESTS APLICADOS A LA ESTIMACION EN PERU

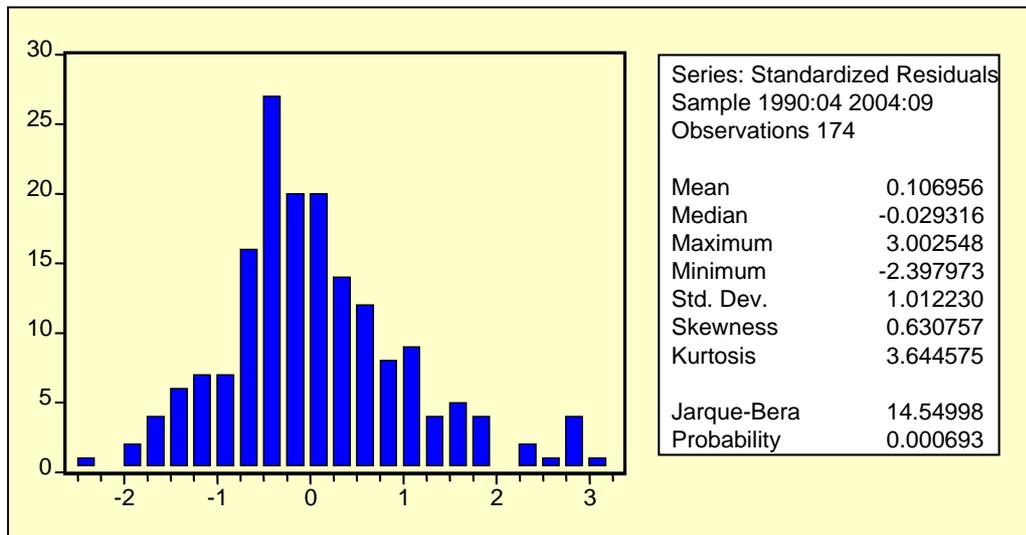
Tabla N°31

Criterio del Akaike

Garch(p,q)	Akaike
Garch(1,1)	-1,315706
Garch(2,2)	-1,438769
Garch(3,3)	-1,096826
Garch(4,4)	-1,269941
Garch(5,5)	-1,220548
Garch(6,6)	-1,126490
Garch(7,7)	-1,015477
Garch(8,8)	-0,985899
Garch(9,9)	-1,001217
Garch(2,1)	-1,304234
Garch(2,3)	-0,977530
Garch(2,4)	-1,119739
Garch(2,5)	-1,174181
Garch(2,6)	-1,316022
Garch(2,7)	-1,395736
Garch(2,8)	-1,319940
Garch(2,9)	-0,919816
Garch(1,2)	-0,913872
Garch(3,2)	-1,328151
Garch(4,2)	-1,186765
Garch(5,2)	-1,192261
Garch(6,2)	-1,061321
Garch(7,2)	-1,267388
Garch(8,2)	-1,109800
Garch(9,2)	-1,244088

Gráfico N°12

Test de Jarque-Bera



Del Jarque-Bera, se desprende que la hipótesis nula que comprende distribución normal en los residuos se rechazada.

Tabla N°32

Correlograma de residuos estandarizados para el modelo con un rezago

Date: 11/15/05 Time: 22:05

Sample: 1990:03 2004:09

Included observations: 175

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.204	0.204	7.4068	0.006
		2	0.120	0.082	9.9949	0.007
		3	0.052	0.013	10.474	0.015
		4	0.036	0.015	10.712	0.030
		5	-0.050	-0.068	11.165	0.048
		6	-0.027	-0.011	11.296	0.080
		7	0.081	0.104	12.512	0.085
		8	0.057	0.032	13.105	0.108
		9	0.089	0.064	14.594	0.103
		10	0.075	0.033	15.640	0.110
		11	0.066	0.022	16.468	0.125
		12	0.023	0.001	16.571	0.166
		13	0.007	-0.002	16.581	0.219
		14	0.163	0.171	21.686	0.085
		15	-0.035	-0.101	21.925	0.110
		16	0.006	-0.006	21.932	0.145
		17	0.131	0.140	25.275	0.089
		18	0.026	-0.053	25.408	0.114
		19	-0.052	-0.065	25.938	0.132
		20	0.042	0.070	26.297	0.156

Tabla N°33

Correlograma de residuos estandarizados para el modelo con dos rezagos

Date: 11/15/05 Time: 22:46
 Sample: 1990:04 2004:09
 Included observations: 174

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.105	0.105	1.9635	0.161
		2 0.120	0.110	4.5097	0.105
		3 0.071	0.049	5.4048	0.144
		4 0.018	-0.006	5.4637	0.243
		5 -0.052	-0.068	5.9479	0.311
		6 -0.035	-0.030	6.1721	0.404
		7 0.028	0.047	6.3126	0.504
		8 0.018	0.027	6.3715	0.606
		9 0.026	0.020	6.4994	0.689
		10 0.032	0.015	6.6882	0.755
		11 0.063	0.047	7.4434	0.762
		12 0.014	-0.001	7.4827	0.824
		13 0.002	-0.011	7.4832	0.876
		14 0.116	0.115	10.079	0.756
		15 -0.113	-0.137	12.543	0.638
		16 -0.090	-0.092	14.114	0.590
		17 0.086	0.128	15.550	0.556
		18 -0.056	-0.051	16.167	0.581
		19 -0.056	-0.053	16.781	0.605
		20 -0.072	-0.071	17.809	0.600

Como se puede apreciar en la tabla, ninguna de las probabilidades es significativa al 95% de confianza, por lo cual se descartó la posibilidad de autocorrelación residual.

Tabla N°34

Correlograma de residuos estandarizados al cuadrado

Date: 11/15/05 Time: 22:49

Sample: 1990:04 2004:09

Included observations: 174

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.073	0.073	0.9417	0.332
		2 0.031	0.026	1.1155	0.572
		3 0.078	0.075	2.2110	0.530
		4 0.162	0.152	6.9422	0.139
		5 0.111	0.090	9.1592	0.103
		6 -0.088	-0.116	10.583	0.102
		7 -0.045	-0.064	10.946	0.141
		8 0.051	0.024	11.421	0.179
		9 -0.034	-0.054	11.630	0.235
		10 -0.009	0.023	11.646	0.309
		11 -0.025	0.010	11.766	0.381
		12 -0.086	-0.095	13.156	0.358
		13 -0.010	-0.007	13.175	0.434
		14 -0.033	-0.013	13.384	0.497
		15 0.132	0.155	16.749	0.334
		16 -0.100	-0.096	18.688	0.285
		17 -0.057	-0.032	19.317	0.311
		18 0.005	-0.020	19.321	0.372
		19 0.035	0.004	19.561	0.421
		20 -0.076	-0.076	20.712	0.414

De la tabla se desprende las funciones de autocorrelación simple y parcial no son estadísticamente significativas al 95% de confianza, por lo cual se descarta la posibilidad de procesos ARCH adicionales.

ANEXO 10
FLUJOS DE CAPITALES

Tabla Nº 35

Inversión Directa (MM US\$)

Años	Argentina	Brasil	Chile	México	Perú
1990	1.836	324	653	2.549	41
1991	2.439	89	697	4.742	-7
1992	3.265	1.924	537	4.393	-79
1993	2.088	801	600	4.389	761
1994	2.622	2.035	1.672	10.973	3.289
1995	4.112	3.475	2.205	9.526	2.549
1996	5.348	11.667	3.682	9.186	3.488
1997	5.507	18.608	3.808	12.831	2.054
1998	4.966	29.192	3.145	12.332	1.582
1999	22.258	26.886	6.203	13.206	1.812
2000	9.517	30.497	873	16.586	810
2001	2.005	24.715	2.590	22.372	1.070
2002	1.720	14.108	1.594	13.844	2.156
2003	246	9.895	1.587	9.394	1.317

Fuente: Fondo Monetario Internacional.

Tabla Nº 36

Inversión de Cartera (MM US\$)

Años	Argentina	Brasil	Chile	México	Perú
1990	-1.346	512	361	-3.985	-48
1991	16	3.808	189	12.138	-8
1992	4.767	7.336	458	19.206	-39
1993	33.711	12.322	730	28.355	202
1994	8.357	44.732	908	7.415	492
1995	1.852	9.235	34	-10.377	159
1996	9.717	20.832	1.226	4.081	173
1997	10.096	10.058	1.871	5.294	154
1998	8.787	18.419	-1.676	258	-412
1999	-6.785	3.800	-896	11.169	-348
2000	-2.583	6.955	694	156	-463
2001	-9.503	77	-569	7.739	-323
2002	-6.409	-5.118	-1.923	502	1.444
2003	-8.159	5.308	-3.475	3.955	-224

Fuente: Fondo Monetario Internacional.