

TIPO DE CAMBIO EN CHILE,
PERIODO DE FLOTACION 1999-2002: MODELOS DE RETORNO Y VOLATILIDAD

Jorge Gregoire C.
Universidad de Chile

Francisco Obilinovic P
Chiquita Chile

Agosto 2004

Abstract

El objetivo de esta investigación es estudiar las propiedades estadísticas de la serie de tiempo del tipo de cambio nominal CLP/USD, para el periodo de flotación libre reciente, específicamente modelar los retornos y la volatilidad, para finalmente evaluar la eficiencia predictiva de corto plazo fuera de la muestra y la habilidad de los modelos de generar retornos anormales mediante simulación de estrategias de compra y venta. Se aplican modelos ARIMA y GARCH a las series de datos diarios del tipo de cambio interbancario, período enero 1999-diciembre 2001; la eficiencia predictiva fuera de muestra utiliza el año 2002. Los resultados son más bien parejos en el corto plazo, por lo que el poder predictivo de una martingala es casi tan bueno como los modelos estimados. Esto nos llevaría a pensar que el mercado cambiario en Chile es eficiente por lo menos en su forma débil. Las simulaciones finales indican que al aplicar *rolling*, todos los modelos mejoran la rentabilidad comparados con la técnica recursiva y respecto de la rentabilidad de la estrategia estática, pero no es concluyente.

CJEL: C22, F31, G14

Key Words: Time series models, exchange rates

Este trabajo fue presentado en el Congreso Cladea XXXIX, Puerto Plata, República Dominicana, Octubre 2004. Los autores agradecen a Carlos Noton por sus valiosos comentarios a una versión preliminar de este trabajo. Los errores y omisiones que persistan son de exclusiva responsabilidad nuestra.

1. INTRODUCCION

Desde la liberación del tipo de cambio nominal para el dólar norteamericano¹, en septiembre de 1999, surge interés en cuanto a pronosticar con un cierto grado de precisión sus retornos y su volatilidad, al igual que otros activos financieros, lo cual ha sido un área de mucho interés dentro de la economía y las finanzas aplicadas; de esta forma, los resultados predictivos de un modelo simple basado en unos pocos parámetros y en especificaciones compactas pueden mostrar un buen rendimiento, como es el caso de los modelos ARIMA y GARCH; solo como ejemplo existen diversos campos en los que se han utilizado, Coulson y Robins (1985), quienes investigan la volatilidad de la inflación, Engle y otros (1987) la estructura intertemporal de los tipos de interés, y Domowitz y Hakkio (1985) los mercados cambiarios. Este tipo de modelos permite lidiar con la volatilidad de activos financieros, tema que se hace indispensable porque la varianza ya no es constante en el tiempo, debido a que existen periodos de mayor volatilidad lo que exige un tratamiento más elaborado en la predicción de intervalos de confianza, con lo cual se pueden obtener estimadores más eficientes si la heterocedasticidad es manejada en forma adecuada.

El objetivo de esta investigación es estudiar las propiedades estadísticas de la serie de tiempo del tipo de cambio nominal desde 1999 al 2002, que corresponde al periodo de flotación, específicamente modelar los retornos y la volatilidad estimando modelos ARIMA y GARCH, para finalmente evaluar la eficiencia predictiva de corto plazo fuera de la muestra y la habilidad de los modelos de generar retornos anormales mediante simulación de estrategias de compra y venta.

¹ Hasta septiembre de 1999 rigió en Chile un sistema de tipo de cambio administrado en que el Banco Central mantenía el dólar interbancario dentro de una banda de flotación, actuando directamente en el mercado cambiario al tocar los límites de la banda de flotación, y cambiando la banda misma unilateralmente. En septiembre de 1999 el Banco Central de Chile determina dejar en libre flotación el dólar dejando al mercado fijar su nivel.

La estructura del trabajo es la siguiente, la sección 2 realiza una breve revisión de la literatura, la sección 3 muestra una descripción de la serie de tiempo y algunos hechos importantes que se deben tener en cuenta, la sección 4 realiza un estudio detallado de las propiedades estadísticas, análisis de estacionariedad, la sección 5 muestra la estimación de los modelos mas importantes, la sección 6 la eficiencia de las predicciones y la simulación de estrategias, para terminar con la sección 7 de conclusiones.

2. REVISION DE LA LITERATURA

A partir del derrumbe del sistema monetario internacional de Bretton Woods, y por tanto el término de las paridades fijas, las principales monedas del mundo comienzan a flotar, lo cual da origen a varios estudios referidos al comportamiento del tipo de cambio durante la década de los setenta; al respecto Cornell (1977), Mussa (1979) y Frenkel (1981) muestran que las variaciones en el tipo de cambio son largamente no predecibles. A principios de la década de los ochenta, ya existía un cierto acuerdo sobre ciertas propiedades estadísticas del tipo de cambio spot, es así como Meese y Singleton (1982), muestran que la mayoría de las monedas presentan raíz unitaria en nivel, es decir serían modelos integrados de primer orden. El trabajo pionero de Meese y Rogoff (1983) argumentó que el modelo de raíz unitaria más simple de todos, la martingala, es el que provee de la mejor representación de la dinámica en el sentido de una proyección lineal, luego de compararlo con distintos modelos como por ejemplo, la tasa forward, series de tiempo univariadas y multivariadas, y modelos monetarios del tipo de cambio. Este estudio generó un debate que perdura hasta nuestros días sobre la incapacidad de superar un random walk.

Tal como otros activos financieros, la literatura ha encontrado que el supuesto de normalidad en la distribución de los retornos de tipo de cambio no se ajusta en su forma empírica, por ejemplo Friedman y Vandersteel (1982), muestran que para un conjunto de monedas, en su mayoría europeas, las distribuciones presentan un exceso de kurtosis que en promedio llega a 20, y una asimetría que promedia -1 . Los mismos autores reconocen también una fuerte evidencia de leptokurtosis, que no proviene de una distribución subyacente estable Paretiana, ni de distribuciones normales no estacionarias, sino más bien de una distribución normal con parámetros que cambian en el tiempo. Este hallazgo lleva a los autores a concluir que las herramientas convencionales de modelamiento no son válidas. Una solución a este problema es la estimación por QML (Quasi Máxima Verosimilitud) pero con un leve ajuste de la matriz de varianzas y covarianzas propuesto por Bollerslev y Woolridge (1991). Otra forma de lidiar con este problema es asumir otro tipo de distribución condicional para el error, por ejemplo Baillie y Bollerslev (1989a) encuentran que una distribución t-student captura el exceso de kurtosis para la mayoría de las monedas.

La volatilidad de activos financieros ha sido un tema tratado ya desde hace algún tiempo, debido a que se ha reconocido la importante necesidad de modelar los momentos de segundo orden de una variable aleatoria. El instrumental más recurrido son los modelos ARCH propuestos por Engle (1982). La utilidad principal es que permite lidiar con varianzas y covarianzas que no son constantes en el tiempo, hecho que ha sido ampliamente reconocido en la literatura financiera.

Los modelos GARCH y ARCH debidamente modificados son una forma de enfrentar este problema, por ejemplo Hsieh (1988), encuentra que la distribución condicional de retornos diarios para cinco monedas cambia en el tiempo, debido a la alta autocorrelación de los residuos al cuadrado. En su estudio concluye que mediante

un modelo ARCH(12) lineal se pueden captar todas las dependencias presentes de la varianza. Estudios posteriores muestran que un modelo GARCH(1,1) se ajusta mejor que un modelo ARCH(12) a los datos.

También es posible encontrar efectos ARCH significativos debido una mala especificación del primer momento de una variable, resultando en dependencias a momentos de más alto orden. Sin embargo si tal no linealidad existe debe ser explotada para fines predictivos, ver por ejemplo Diebold y Nason (1990). El mismo estudio encuentra que las predicciones basadas en un modelo no paramétrico, no son más eficientes que un sencillo modelo de martingala, lo que es compatible con el tema de la eficiencia de mercado.

Los efectos de los modelos ARCH y GARCH son altamente significativos para series de datos cuya frecuencia es diaria o semanal, pero este hallazgo tiende a debilitarse cuando se trabaja con datos de menor frecuencia, hecho descrito por Baillie y Bollerslev (1989a).

Otro tema tratado en la literatura tiene que ver con la persistencia en la volatilidad, hecho que también se ha observado para datos accionarios y para tasas de interés, la cual para el caso de los mercados cambiarios también es bastante alta. Persistencia, se refiere a que las raíces del polinomio característico deben ser positivas y menores a la unidad para que se asegure un comportamiento bien definido del segundo momento. Engle y Bollerslev (1986) estiman un modelo GARCH (1,1) del dólar versus el franco suizo ellos encuentran que existe persistencia de la volatilidad, lo que los lleva a estimar un modelo IGARCH. También reconocen que este hallazgo puede ser una característica particular para distintas monedas, es decir, no necesariamente debe existir con la misma significancia. La presencia de esta característica tiene implicancias bastante importantes, por ejemplo en decisiones de composición de

portfolio donde se involucra un *trade-off* entre retornos esperados futuros y el riesgo asociado. Se ha mostrado también que la persistencia en la varianza condicional se debe a un conjunto de variables subyacentes como por ejemplo la política monetaria.

3. DESCRIPCION DE LA SERIE DE TIEMPO

Desde el abandono de la banda de flotación podemos decir siguiendo a Morandé y Tapia (2002), que se pueden presentar dos períodos de análisis. El primero de ellos es un régimen de flotación “limpia”, en donde el mercado opera libremente sin intervención del Banco Central y en un entorno internacional relativamente estable. Este período abarca desde septiembre de 1999 a agosto del 2001. El segundo periodo se enmarca de septiembre de 2001 a diciembre del 2002, y se caracteriza por un entorno internacional particularmente turbulento, y por la actuación explícita, aunque acotada, del Banco Central. Las diferencias entre ambos períodos son mínimas por lo que la intervención no ha cambiado los rasgos principales de la experiencia con régimen flotante. A diferencia del esquema cambiario anterior basado en una banda reptante que apuntaba a mantener un cierto objetivo de tipo de cambio compatible con la inflación externa e interna, ahora el tipo de cambio sería la principal variable de ajuste de la economía frente a desequilibrios externos e internos.

Aunque la decisión de liberar el tipo de cambio solo se materializó en septiembre de 1999, se decidió incorporar ese año completo a la muestra del estudio, ya que luego del estrechamiento de la antigua banda de flotación a fines de junio de 1998 vendría un período de ensanchamiento gradual, donde el mercado controlaría el valor de la divisa sin intervención de la autoridad.

[Insertar gráfico 1]

Ambos periodos descritos en Morandé y Tapia (2002) muestran una notoria tendencia alcista para el tipo de cambio, lo cual se contrapone con los años anteriores a la crisis en Asia donde dado el marco legal, el peso sufrió una fuerte apreciación real en contra de la divisa que no pudo ser revertida por la política cambiaria, teniendo como consecuencia un atraso cambiario bastante significativo. El gran evento del año 2001, fueron sin duda los ataques terroristas del 11 de septiembre, que además marca el inicio del segundo periodo descrito en Morandé y Tapia (2002). Ese día el mercado abrió con completa normalidad transando a niveles de 667 pesos, en pocos minutos luego de los ataques a las torres gemelas y el pentágono la divisa se cotizaba casi en 690 pesos. Este hecho fundamental, generó un nuevo paradigma mundial de incertidumbre, con lo cual durante octubre observamos valores históricos sobre 715 pesos.

4. RAICES UNITARIAS

La muestra del estudio corresponde a datos diarios del tipo de cambio interbancario para el periodo que va desde el 1 de enero de 1999, hasta el 30 de Diciembre del 2002, lo que en total corresponde a 995 observaciones. Sin embargo los modelos se estimaran con datos solo hasta el 30 de Diciembre del 2001, a fin de poder usar el año 2002, para comparar la eficiencia en las predicciones fuera de la muestra. La fuente corresponde al Banco Central de Chile.

Las dos pruebas más usadas para conocer el orden de integración de una serie son Dickey-Fuller aumentado (ADF) y Phillips Perron (PP). La literatura en raíces unitarias muestra que estos test son de bajo poder pues poseen ciertos problemas que merecen cuidado. En especial, cuando una serie posee quiebres en nivel, los tests anteriores tienden a no rechazar la nula de raíz unitaria, es decir se tiende a aceptar la

hipótesis nula de raíz unitaria cuando en realidad la serie tiene quiebres en nivel. Una solución a este problema es testear posibles quiebres como se propone en Zivot y Andrews (1992), sin embargo la intuición nos lleva a pensar que es poco probable que el precio de un activo financiero sea estacionario en tendencia, por lo que lo más probable es que siga un random walk. Sin entrar en mucho detalle detrás de la teoría, el test ADF consiste en una regresión de la primera diferencia de la serie contra la serie en nivel rezagada un período, además contra rezagos de la serie en diferencias, una constante y un término de tendencia temporal. Es decir la ecuación de prueba es:

$$\Delta Y_t = c + \mathbf{b}_1 T + r Y_{t-1} + \sum_{i=2}^q \mathbf{b}_i \Delta Y_{t-i} + \mathbf{e}_t \quad (1)$$

Donde el número de rezagos q debe tomarse tal que el error sea ruido blanco. La hipótesis nula de raíz unitaria se basa en el coeficiente de Y_{t-1} , si este coeficiente es negativo y además significativamente distinto de cero entonces la nula de raíz unitaria se rechaza y la serie debería ser con tendencia determinística. Sin embargo no se puede utilizar una tabla T normal se deben utilizar los valores desarrollados por Mckinnon. Por otro lado, el test de Phillips Perron (PP), es similar pero omite los rezagos de la ecuación de prueba del test ADF, pues controla la autocorrelación mediante el método de Newey & West (1987). Por último para controlar por quiebres de la serie en nivel, seguimos a Chumacero (1996) y a Zivot y Andrews (1992) y adoptamos una expresión ligeramente similar a la del test ADF:

$$\Delta Y_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 D_t + \mathbf{b}_0 T + \mathbf{b}_1 DT_t + r Y_{t-1} + \sum_{i=2}^q \mathbf{b}_i \Delta Y_{t-i} + \mathbf{e}_t \quad (2)$$

Una especificación como la anterior tiene dos variables adicionales que hacen a esta especificación distinta a la del test ADF tradicional en (1), en particular D_t es una dummie que vale 0 si $t \leq T_0$ y 1 si $t \geq T_0$, y DT_t que vale 0 si $t \leq T_0$ y $(t-T_0)$ si $t \geq T_0$. De

esta forma la expresión anterior es capaz de dar cuentas de quiebres estructurales en los niveles (mediados por D_t) y de quiebres en la tendencia (mediados por DT_t) donde T_0 denota el momento del quiebre. La idea de este último test es estimar la expresión anterior para todos los T_0 que la muestra permita y rescatar los valores de los tests T secuenciales de r , para luego escoger el menor valor de ellos, que es el menos favorable para la nula de raíz unitaria. Por comodidad en el manejo de la magnitud de las cifras aplicaremos logaritmo natural a la serie en nivel y la denotaremos como LOGDOLAR, lo cual no afecta ningún resultado debido a que es solo una transformación monotónica. Además tiene la ventaja de que al aplicar la primera diferencia al logaritmo natural esta queda como variación porcentual lo que en este caso correspondería al retorno porcentual de la divisa.

El gráfico 2 muestra los resultados de la aplicación de los tests secuenciales. En ellos se testea por la presencia de raíz unitaria luego de correr una regresión como (2) considerando la posibilidad de quiebre en nivel y/o tendencia día a día. Los valores del test T deben compararse luego con aquellos valores críticos reportados en Zivot y Andrews (1992). En los gráficos la línea discontinua muestra el valor crítico al 5%. El test rechaza la nula si el valor del test T es menor que el valor crítico, esto no ocurre en ninguno de los gráficos, aún escogiendo el escenario más favorable a la nula (donde el valor del test es menor) no se puede rechazar la nula de raíz unitaria.

[Insertar gráfico 2]

El resumen de los tests secuenciales se muestra en el cuadro 1, además se reportan los test ADF y PP, estos últimos tampoco logran rechazar la hipótesis nula y muestran una fuerte evidencia a favor de la raíz unitaria. En nuestro caso, tanto la

tendencia como la constante son no significativas, por lo que se procedió luego a testear con y sin intercepto obteniéndose el mismo resultado.

[Insertar cuadro 1]

[Insertar cuadro 2]

En conclusión la naturaleza de las innovaciones sería de carácter permanente, a lo cual la serie no debiera volver a su nivel normal luego de una perturbación. Resumiendo la serie presentaría una raíz unitaria en nivel por lo que el próximo paso a seguir es evaluar la primera diferencia. El gráfico 3 (Anexo) muestra los test secuenciales de Zivot y Andrews (1992), estos reportan fuerte evidencia en contra de la nula de raíz unitaria. El cuadro 2 resume la información incluyendo por cierto los test tradicionales ADF y PP. La evidencia es contundente, esta nos muestra que todos los tests rechazan la nula de raíz unitaria, además es interesante destacar que ni la constante ni la tendencia son significativas en ninguno de los test. Finalmente podemos decir que no existe una segunda raíz unitaria.

[Insertar gráfico 3]

Luego de colegir que la primera diferencia del logaritmo natural del tipo de cambio es estacionaria, debiésemos basar cualquier representación estadística en ella. Sin embargo antes de modelar los retornos examinaremos algunas propiedades de su distribución.

El Cuadro 3 muestra un resumen de las principales estadísticas de los retornos del tipo de cambio nominal en Chile y otros países, para el mismo período del estudio. La distribución nos muestra una media positiva de 0,0413% y una desviación estándar de 0,49%, en tanto que presenta un mínimo de -1,81% y un máximo de 2,79%, esta última observación coincide con el atentado terrorista perpetrado el 11 de septiembre del 2001 en Estados Unidos. El estadístico Jarque-Bera rechaza tajantemente la

condición de normalidad de todas las monedas. Brasil y México presentan una kurtosis bastante mayor que Chile, en tanto que también presentan asimetría positiva. Los países agrupados bajo el Euro y Japón muestran un coeficiente de kurtosis levemente menor y una asimetría negativa. El caso de Brasil es particularmente interesante ya que muestra un máximo y un mínimo que se alejan en más seis desviaciones estándar de la media.

[Insertar cuadro 3]

La literatura en el tema, identifica que las series de datos financieros exhiben volatilidad bastante irregular, como también colas más anchas que una distribución normal, por ejemplo Fama (1965) para el caso de retornos accionarios, y en particular para el tipo de cambio (Friedman y Vandersteel, 1982). Para series de datos de tipo de cambio se ha encontrado que el supuesto de normalidad no logra captar el exceso de kurtosis que presentan las distribuciones observadas para datos diarios y semanales, ver por ejemplo McCurdy y Morgan (1987), Milhoj (1987), Hsieh (1989) y Baillie y Bollerslev (1989a). Para el caso nacional este patrón se repite, recordemos que la kurtosis de una distribución normal es tres y el coeficiente de asimetría es 0. En el cuadro 3, podemos ver que existe asimetría positiva es decir, la distribución esta levemente descentrada hacia el lado positivo, esto quiere decir que los movimientos al alza superan los movimientos a la baja. En tanto que también presenta exceso de kurtosis en casi el doble de una normal estándar y una evidencia de leptokurtosis hacia la cola positiva, lo cual nos muestra que la distribución tiene colas más anchas y es más puntiguada que una distribución normal que tenga la misma media y desviación estándar. Esto sería evidencia de que los valores de los extremos de la distribución y los valores cercanos a la media se darían con mayor frecuencia que en una distribución normal. La idea anterior es fácil de verificar graficando la densidad

kernel. Este método consiste en aproximar de manera suavizada la densidad de una serie sin imponer una estructura a-priori en su distribución. En el gráfico 4, se encuentra en el eje horizontal, el retorno del tipo de cambio nominal, en tanto que el eje vertical muestra la frecuencia. La línea continua muestra la densidad estimada con el Kernel de Epanechnikov, en tanto que la línea punteada dibuja la densidad de una normal con la misma media y desviación estándar de la serie. Los resultados confirman lo expuesto anteriormente.

[Insertar gráfico 4]

5. MODELAMIENTO

Como se expresó más arriba, los modelos se estimaron con datos diarios del tipo de cambio interbancario desde enero 1999 hasta diciembre del 2001, a fin de poder usar el año 2002, para comparar la eficiencia en las predicciones fuera de la muestra.

El modelo más sencillo para nuestro caso y de gran atractivo teórico es una especificación autoregresiva pura. En una versión previa de este artículo Gregoire y Obilinovic (2001), se encontró que la forma óptima de un modelo autoregresivo puro según el criterio de información de Akaike, son dos rezagos, en esta oportunidad se incluyen dummies para distintos días de la semana. Los resultados de estimación de modelos del presente estudio se indican en el cuadro 4.

[Insertar cuadro 4]

A primera vista los resultados parecen buenos, todas las variables son significativas al 95%, el coeficiente de $D(\log\text{dolar}(-1))$ es positivo y significativo al 1%, en tanto que el coeficiente de $D(\log\text{dolar}(-2))$ es negativo y levemente más pequeño². Esto mostraría que la serie en retornos tiende a volver a la media después de una innovación. Las variables dummie lunes y dummie jueves toman el valor 1 para ese día

de la semana y cero para los restantes, son significativas al al 5% y al 1% respectivamente. Respecto a otras variables no incluidas como el intercepto y una dummie para días feriados y otros días de la semana, resultan no significativas. El R^2 es casi 4.24% en tanto que el R^2 ajustado es 3.95% y significativo según el test F, el cual rechaza la hipótesis nula de un $R^2 = 0$. El estadístico Durbin-Watson esta muy cercano a dos, y cae en la zona de rechazo de autocorrelación, sin embargo este método no es conveniente cuando la variable dependiente aparece rezagada, en este caso el test de Breusch-Godfrey es mejor. Este último también rechaza la presencia de autocorrelación, en tanto que el test LM sobre los residuos al cuadrado muestra una fuerte evidencia de autocorrelación, lo que estaría demostrando la conveniencia teórica de estimar un modelo GARCH para incluir los efectos de la varianza.

Cuando se modela el segundo momento de una variable aleatoria mediante un modelo GARCH, se especifica que la varianza puede depender tanto de su propio pasado, como de otras variables exógenas. Sin tomar estas últimas, esta relación tiene tres componentes, y se puede definir mediante la siguiente ecuación:

$$s_t^2 = w + \mathbf{a}(L)\mathbf{e}_{t-1}^2 + \mathbf{b}(L)s_{t-1}^2 \quad (3)$$

$$y_t = x_t\mathbf{p} + \mathbf{e}_t \quad (4)$$

La varianza de hoy depende de una constante, la volatilidad implicada de ayer que se toma como el cuadrado del residuo (el término ARCH), y la predicción de la varianza de ayer (el término GARCH). La segunda ecuación representa la media definida bajo los supuestos usuales. Si suponemos un modelo GARCH(1,1), la expresión anterior se reduce a:

$$s_t^2 = w + \mathbf{a}\mathbf{e}_{t-1}^2 + \mathbf{b}s_{t-1}^2 \quad (5)$$

² Donde $D(\cdot)$ denota la primera diferencia y (-1) el primer rezago

Esta expresión tiene sentido para un agente financiero quien forma sus expectativas sobre la volatilidad de hoy formando un promedio ponderado entre la varianza histórica (s_{t-1}^2), y las noticias de ayer sobre esta (e_{t-1}^2), por ende si el retorno de un activo tiene un movimiento grande, tanto hacia arriba como hacia abajo, entonces el agente incrementará su expectativa de la volatilidad para el siguiente día. Esta definición tiene implícita el fenómeno de agrupación de residuos grandes y pequeños, es decir movimientos fuertes tienen tendencia a ser seguidos por movimientos fuertes de cualquier signo positivo o negativo, y lo mismo para movimientos pequeños. Otra ventaja de esta herramienta es que la varianza GARCH enfatiza las observaciones más recientes, a diferencia de una varianza ordinaria que asigna el mismo peso a cada observación, esto se demuestra reemplazando sucesivamente en la última expresión el término s_{t-1}^2 por su equivalente, luego en el infinito la expresión colapsa y se llega a:

$$s_t^2 = \frac{w}{1-b} + a \cdot \sum_{j=1}^{\infty} b^{j-1} \cdot e_{t-j}^2 \quad (6)$$

Dada la analogía con los modelos ARMA, también es importante establecer que $a + b$, es la raíz del polinomio que gobierna la persistencia de la volatilidad. Por ende para que exista varianzas y covarianzas estacionarias se debe dar que $a + b$ sea positivo y menor que la unidad. Para una revisión más exhaustiva de los modelos GARCH, ver Bollerslev, Chou y Kroner (1992). La evidencia empírica internacional muestra que el modelo GARCH(1,1) se ajusta de forma eficiente para la mayoría de los casos. La estimación del modelo se presenta en el cuadro 5. La ecuación de la media se presenta primero que la varianza. Los resultados confirman la existencia de heterocedasticidad, ya que los parámetros ARCH y GARCH de la ecuación de varianza son significativos al 99%. El coeficiente GARCH significativamente menor que la unidad, con lo que la persistencia en la varianza no es tan fuerte como se ha encontrado en

otros casos (Engle y Bollerslev, 1986). Aunque el R^2 disminuye levemente, respecto al valor en el cuadro 4, el aporte de modelar la varianza no se ve reflejado en este parámetro. Los tests sobre el cuadrado de los residuos están todos bien comportados por lo que no existe correlación serial restante. También se estimó un modelo GARCH-M donde la media depende proporcionalmente de la varianza o la desviación estándar, para intentar probar la hipótesis de riesgo-retorno, sin embargo el término resultó no significativo para todas las especificaciones estimadas.

[Insertar cuadro 5]

Para el caso de activos como acciones, es común encontrar que movimientos alza son seguidos por una menor volatilidad que un movimiento equivalente a la baja. Es decir el impacto en la volatilidad puede ser distinto si es que una noticia es buena o mala. Este fenómeno fue descrito por Engle y Ng. (1993) como efecto leverage en la curva asimétrica de impacto informacional.

El modelo EGARCH o GARCH exponencial propuesto por Nelson (1991), sirve para testear la hipótesis de asimetría, en este modelo la varianza se especifica de la siguiente manera

$$\log s_t^2 = w + b \log(s_{t-1}^2) + a \left| \frac{e_{t-1}}{s_{t-1}} \right| + g \frac{e_{t-1}}{s_{t-1}} \quad (7)$$

El lado izquierdo de la expresión es el logaritmo de la varianza condicional, esto implicaría que el efecto asimétrico es exponencial. El efecto sería asimétrico si $\gamma \neq 0$. En el cuadro 6 se presenta el resultado de la estimación del modelo.

[Insertar cuadro 6]

Tal como se había propuesto, se encuentra un efecto asimétrico en la varianza significativo al 1%, sin embargo la significancia de la dummie para el día lunes solo podría aceptarse ahora con un nivel del 10%. El R^2 ajustado esta cercano al 3.5% y el

test F es significativo al 1%. El test ARCH muestra la ausencia de autocorrelacion en la varianza. A diferencia del modelo GARCH, en este caso la constante es significativa al 1%.

6. EFICIENCIA Y PREDICCIÓN

En esta sección el propósito es proyectar el tipo de cambio con los distintos modelos estimados, y además evaluar su eficiencia en la predicción comparando los resultados con un sencillo modelo de martingala. Recordemos que los modelos fueron estimados con información hasta el 30 de diciembre del año 2001 lo que incluye 725 observaciones, lo que nos deja todo el año 2002 como ventana fuera de muestra, esto es 270 observaciones. Los criterios de comparación para evaluar el comportamiento predictivo son los siguientes:

$$ECM = \sqrt{\frac{1}{k+1} \cdot \sum_{t=S}^{S+k} (\hat{y}_t - y_t)^2} \quad (8)$$

$$EMA = \frac{1}{k+1} \cdot \sum_{t=S}^{S+k} |\hat{y}_t - y_t| \quad (9)$$

El error cuadrático medio (ECM) es en este caso nuestra principal herramienta de comparación. Sin embargo podría no ser apropiado si los retornos de la serie son gobernados por otro tipo de procesos no normales, como por ejemplo una distribución estable paretiana de varianza infinita. En este caso el error medio absoluto (EMA) es un criterio más robusto cuando se presentan estas condiciones y además cuando se dan colas más anchas a la normal. El método para desarrollar la idea de esta sección, es predecir a distintos horizontes pero a su vez debemos incorporar la información real que

se haya ido generando³. De esta forma cada modelo es estimado inicialmente con datos que van desde el 1 de Enero de 1999 hasta el 30 de Diciembre del 2001 (muestra original de los modelos), para luego generar predicciones cuyos horizontes de son, 1, 2, 3, 4 y 5 días, 1 y 2 semanas, y 1, 2, 3 y 6 meses. Luego estimamos los modelos incluyendo el valor real observado para el día siguiente hábil y volvemos predecir para los horizontes señalados. Este proceso lo repetimos sucesivamente para generar las proyecciones y poder comparar con los valores reales observados mediante los criterios ECM y EMA. Las tablas 7 y 8 presentan los resultados de estos experimentos, con un asterisco se identifica el valor más pequeño, mientras que dos asteriscos el segundo más pequeño. Recordemos que el menor ECM y EMA implica una mayor eficiencia predictiva fuera de la muestra. Los modelos comparados son ocho, primero la martingala, segundo un modelo autoregresivo puro, cuyos rezagos son seleccionados mediante el criterio de información de Akaike, los cuales resultan ser dos. Tercero un modelo autoregresivo de 5 y otro de 10 rezagos, cuyas finalidades son captar las estacionalidades una y dos semanas respectivamente. Luego un modelo autoregresivo de orden 2 que incluye dummies para los días lunes y jueves. En séptimo lugar tenemos un modelo GARCH donde la ecuación de la media se especifica como el modelo AR(2)- Dummies y por último un modelo EGARCH.

[Insertar cuadro 7]

[Insertar cuadro 8]

Tal como podría esperarse los resultados son bastante parejos en ambas medidas, sin embargo en términos de ECM, los modelos propuestos superan levemente a la martingala en el corto plazo, es decir desde un día hasta 1 semana, sin embargo esta diferencia es marginal. Luego en un mediano plazo la martingala se impone solo

³ Esta técnica se denomina “Recursive Regresions”

en el horizonte de 2 meses, seguido de cerca en el segundo lugar por el modelo autoregresivo puro. En el horizonte de 3 y 4 meses se imponen los modelos GARCH y EGARCH. Es interesante destacar que el modelo autoregresivo puro de dos rezagos esta aproximadamente el 81% de los horizontes en el primer o segundo lugar, inclusive más que la martingala.

En términos del criterio EMA, el asunto es similar. Sin embargo el modelo autoregresivo puro de dos rezagos muestra cierto liderazgo. Este último domina de uno a tres días. Luego la martingala domina de 4 a 5 días, seguida muy de cerca por el modelo autoregresivo. La relación anterior se invierte en el horizonte de 1 a 2 semanas. A un mes aparece por primera vez el modelo AR(10). A dos meses la martingala muestra el mejor registro, en tanto que a 3 meses nuevamente el modelo autoregresivo de dos rezagos muestra un mejor resultado. Por último a 6 meses los modelos EGARCH y GARCH muestran un mejor comportamiento. Al igual que en la Cuadro 7, el modelo autoregresivo se encuentra el 81% de las veces en el primer o segundo lugar. Más aun, el 54% de las veces se encuentra en el primer lugar. Sin embargo debido a la simplicidad de la Martingala queda claro que no existe una ventaja evidente de modelar el tipo de cambio con otro tipo de modelos de series de tiempo univariados como los propuestos en este trabajo pues la diferencia en las cifras es marginal. Por otro lado, en el largo plazo es difícil decir que la serie sea aproximadamente descrita mejor por una martingala.

Sin embargo los criterios ECM y EMA, no nos dicen mucho respecto a la calidad del pronóstico generado en cuanto a las consecuencias para el agente inversionista por lo que se procedió a realizar una simulación de una estrategia de compra y venta a un día plazo con las predicciones de cada uno de los modelos mediante la técnica recursiva y mediante rolling, este ultimo motivado por lo que algunos analistas han descrito como la

memoria de corto plazo del mercado, que dice que la información más antigua pierde importancia. Por otro lado una estrategia basada en la predicción de la variación del signo puede arrojar mejores resultados que aquellas basadas en el valor puntual de la variable observada (Leung, Daouk & Chen, 2000). El experimento se realizó con las 270 observaciones de fuera de muestra (el año 2002).

[Insertar cuadro 9]

[Insertar cuadro 10]

El modelo más exitoso en rentabilidad y signo resultó ser el modelo autoregresivo puro de cinco rezagos, lo que es contradictorio por que en terminos de ECM y EMA no dio resultados satisfactorios. Este presenta una habilidad para predecir el signo de casi 57% en recursividad y de 62% en rolling, lo que es moderado pero aceptable para modelos de series de tiempo autoregresivos. De hecho ningún modelo rechaza la hipótesis nula del test de Pessaran y Timmermann, por lo que no tendrían capacidad de predecir los cambios de signo de la serie. Es evidente que la rentabilidad mejora al cambiar de técnica predictiva, sobre todo los modelos AR(2) y AR(5) que aumentan en casi el doble. La técnica recursiva arroja resultados bastante parejos respecto a la estrategia de *buy and hold*⁴ (martingala), sin embargo con *rolling* los modelos muestran un retorno aceptablemente superior a la estrategia pasiva incluyendo los costos de transacción pues la estrategia se basó en precios de punta compradora y punta vendedora⁵. Este resultado sin embargo no garantiza automáticamente que se pudieran lograr ganancias persistentes a la estrategia estática, si se escogieran distintos periodos de tiempo. Esto reafirmaría la tesis expuesta anteriormente de que es difícil lograr ganancias anormales por sobre el mercado, en forma persistente utilizando información

⁴ El retorno de la estrategia pasiva incluye tanto la rentabilidad de estar en dólares como la tasa de interes para un deposito a un año plazo.

histórica con los modelos propuestos. Así, se reforzaría la hipótesis de que el mercado cambiario nacional sería al menos eficiente en su forma débil. Esta idea no contradice el hecho de que por lo menos en algún grado los retornos de la divisa estadounidense son predecibles en el corto plazo con un cierto grado de precisión.

7. CONCLUSIONES

Esta investigación ha encontrado resultados interesantes en lo relacionado a las propiedades estadísticas de la serie de tiempo del tipo de cambio nominal en el periodo 1999-2002. Primero, el tipo de cambio spot presenta una raíz unitaria en nivel, lo que apoyaría la tesis de que las innovaciones son de carácter permanente, siendo un proceso con memoria de largo plazo, explicando la rigidez a la baja exhibida para el período de observación. Segundo, los retornos de la serie presentan evidencia de leptokurtosis, hecho muy común para series financieras de alta frecuencia, no siendo el propósito de este trabajo identificar la causa de esta, sino tener en cuenta sus efectos en la estimación de los modelos posteriores, sin embargo es interesante señalar que este fenómeno es bastante moderado en comparación a la evidencia internacional examinada. Tercero, se ha encontrado un fenómeno de reversión a la media y algunos patrones de estacionalidad al modelar los retornos de la serie, sin embargo son débiles y no siempre significativos. También se controló por dummies para distintos días de la semana encontrándose significativos los días lunes y jueves. El incluir esta información agrega poder explicativo a los modelos por lo que no se descarta su utilidad. Cuarto, se han encontrado efectos Garch significativos, por lo que modelar la varianza también ayuda, no con mayor poder predictivo respecto al modelo autoregresivo, pero si con

⁵ Debe tenerse presente sin embargo que aquí no se están considerando los costos de monitoreo y gestión de la estrategia activa.

mayor eficiencia en la inferencia estadística. Relativo a este tema, se encontraron efectos de asimetría en la varianza, es decir que tanto si se aprecia o deprecia en la misma magnitud, el tipo de cambio presenta una volatilidad distinta, esto es compatible con lo encontrado por Morandé y Tapia (2002) quienes utilizando un modelo EGARCH también encuentran efectos asimétricos, además concluyen que la volatilidad del tipo de cambio ha aumentado en el período de flotación.

Otro punto importante es lo que concierne a la estabilidad estructural de los modelos, debido a que la muestra incluye un corto período en el que aún no existía el régimen libre. Este hecho no influye en el modelo pues no se encontraron quiebres estructurales debido a este motivo.

El experimento realizado sobre la capacidad predictiva de los modelos concluye que todos los modelos propuestos tienen resultados bastantes parejos en lo que se refiere a eficiencia predictiva. En términos de ECM los modelos propuestos dominan marginalmente, sin embargo se dijo que este criterio podría no ser apropiado, por lo que en términos de EMA los resultados son un poco más parejos en el corto plazo, por lo que el poder predictivo de una martingala es casi tan bueno como los modelos estimados. En otras palabras un agente ingenuo quien proyecta el valor de mañana igual al de hoy, logra una proyección al menos tan buena como los modelos econométricos propuestos. Esto nos llevaría a pensar que el mercado cambiario en Chile es eficiente por lo menos en su forma débil.

Aunque la tendencia del tipo de cambio es posible de predecir en el corto plazo, el porcentaje de la varianza que explica el modelo es solo 4%, por lo que es poco probable pero no imposible, lograr ganancias extraordinarias sistemáticas, de una estrategia dinámica versus una estrategia estática de comprar y esperar con los modelos propuestos. El experimento realizado arrojó resultados interesantes respecto a

este punto. El modelo autoregresivo de cinco rezagos, es el único que logra una ganancia significativamente superior a la estrategia estática, sin embargo no se puede asegurar que esa diferencia sea estadísticamente significativa y persistente en el tiempo. Al aplicar *rolling*, todos los modelos mejoran la rentabilidad comparados con la técnica recursiva y respecto de la rentabilidad de la estrategia estática, pero no es concluyente por cuanto deberían considerarse adicionalmente los costos de monitoreo y gestión de la estrategia activa.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

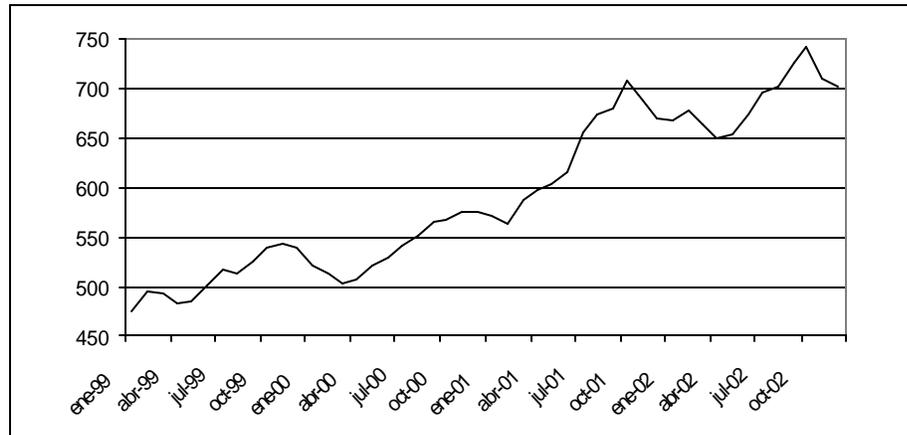
- Baillie, Richard T. y Tim Bollerslev, (1989a), "A the message in daily exchange rates: a Conditional variance tale" *Journal of Business and Economic Statistics* 7, 297-305.
- Baillie, Richard T. y Tim Bollerslev, (1989b), "Common stochastic trends in a system of exchange rates" *Journal of Finance* 44, 167-181.
- Baillie, Richard T. y Tim Bollerslev, (1994) "Cointegration, Fractional Cointegration and Exchange Rates Dynamics" *Journal of Finance* 49, 737-745.
- Bollerslev, Tim y Jeffrey M. Woolridge, (1991), "Quasi Maximum Likelihood estimation and inference in dynamic models with time varying covariances" *Econometrics Reviews*.
- Box, G., y G. Jenkins, (1984), "Time Series Analysis: Forecasting and Control" 2nd ed. San Francisco: Holden Day.
- Chumacero, R. y J. Quiroz., (1996), "The Natural Rate of Growth of Chile", *Cuadernos de Economía*.
- Cornell, Bradford, (1977) "Spot rates, forward rates and exchange market efficiency", *Journal of Financial Economics*, 5, 55-65.
- Coulson, N., y R. Robins., (1985), "Aggregate Economic Activity an Variance of Inflation, Another Look" *Economic Letters*, 17, pp. 71-75.
- Diebold, Francis X., y James M. Nason, "Non parametric exchange rate prediction" *Journal of international Economics* 28, 1990, 315-332.
- Diebold, Francis X., Javier Gardeazabal y Kamil Yilmaz, "On Cointegration and Exchange Rate Dynamics" *Journal of Finance* 49, 1994, 727-735.
- Domowitz, I. Y C. Hakio. "Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market" *Journal of International Economics*, 19, 1985, pp. 47-66.
- Engle, Robert F. y Victor K. Ng. "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance*, 48, 1993, 1022-1082.
- Engle, Robert F. y Tim Bollerslev, "Modeling the persistence of conditional variances" *Econometric Reviews* 1986, 5, 1-50, 81-87.
- Engle, Robert F. "Autoregressive conditional heteroskedastacity with estimates of the variance of U. K. Inflation" *Econometrica* 50, 1982, 987-1008.
- Engle, Robert F., David M. Lilien y Rusell P. Robins, "Estimating time varying risk premia in the term structure: The Arch-M model", *Econometrica* 55, 1990, 391-407.

- Fama, E., "The Behavior of Stock Market Prices" *Journal of Business* 38, 1965, pp. 34-105.
- Frenkel, Jacob A., "Flexible exchange rates, prices, and the role of news: Lessons from the 1970's", *Journal of Political Economy*, 1981, 89, 665-705.
- Friedman, Daniel y S. Vandersteel, "Short Run Fluctuations in foreign exchange Rates" *Journal of International Economics* 13, 1982, pp. 171-186
- Gregoire, Jorge y Obilinovic, Francisco, Análisis empírico del tipo de cambio en Chile: período de flotación libre: 1999-2002, Documento de Trabajo, serie Investigación, nº85, Departamento de Administración, Universidad de Chile, octubre 2003.
- Hsieh, David A., "The Statistical properties of daily foreign exchange rates: 1974-1983" *Journal of international Economics* 24, 1988, 129-145.
- Hsieh, David A., "Modeling Heteroskedasticity in daily foreign exchange rate changes" *Journal of Business and Economics Statistics* 7, 1989, 307-317.
- Leung Mark T., Daouk Hazem, Chen An-Sing (2000). "Forecasting stock indices: a comparison of classification and level estimation models". *International Journal of Forecasting* 16, 173-190.
- McCurdy, Thomas H. y Ieuan Morgan, "Test of the martingale hypothesis for foreign currency futures with time varying volatility" *International Journal of Forecasting* 3, 1987, 131-148.
- Meese, Richard A. y Kenneth J. Singleton, "On units roots and the empirical modeling of exchange rates" *Journal of Finance* 37, 1982, 1029-1035.
- Meese, Richard A. y Kenneth Rogoff, "Empirical exchange rates of the seventies: Do they fit out of sample?" *Journal of International Economics* 14, 1983, 3-24.
- Milhoj, Anders, "A conditional model for daily observations of an exchange rate" *Journal of Business and Economic Statistics* 5, 1987, 99-103.
- Morandé, Felipe y Matías Tapia "Política Cambiaria en Chile: El abandono de la Banda y la experiencia de Flotación" *Economía Chilena*, Volumen 5, número 3, Diciembre 2002
- Mussa, Michael, "Empirical regularities in the behavior of exchange rates and theories of the foreign exchange market", en Karl Brunner y Allan H. Meltzer, eds., *Policies for employment, prices and exchange rates*, Carnegie- Rochester Conference 11 (North-Holland, Amsterdam), 1979.
- Newey, Whitney y Kenneth West "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, 703-708. 1987.

Zivot, Eric y Donald Andrews, "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis" *Journal of Business & Economic Statistics* 10, 1992.

Anexo N°1: Gráficos

Gráfico 1
Dólar Interbancario 1999-2002



Fuente: elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile

Gráfico 2
Test Secuencial de Perron para Raíz Unitaria

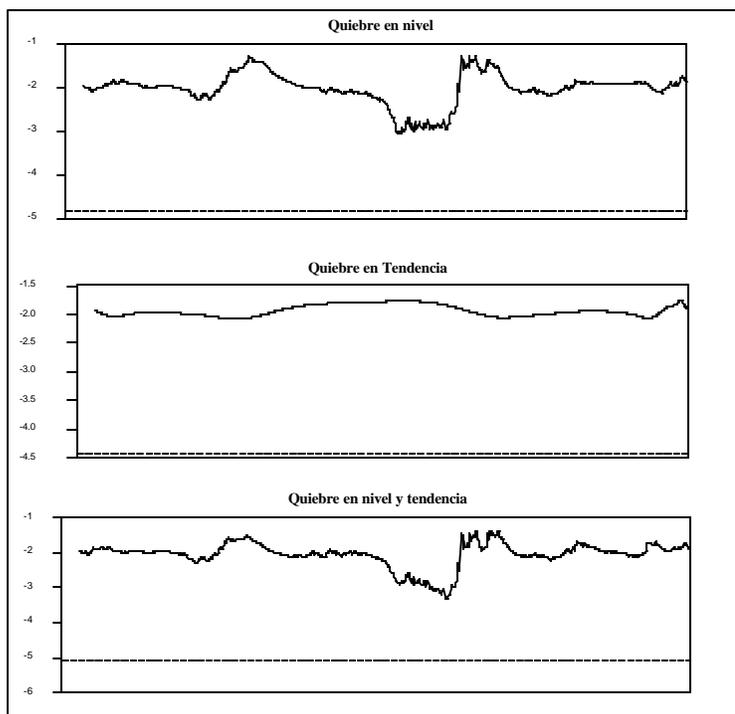


Gráfico 3
Test Secuencial de Perron para Raíz Unitaria de la primera diferencia,

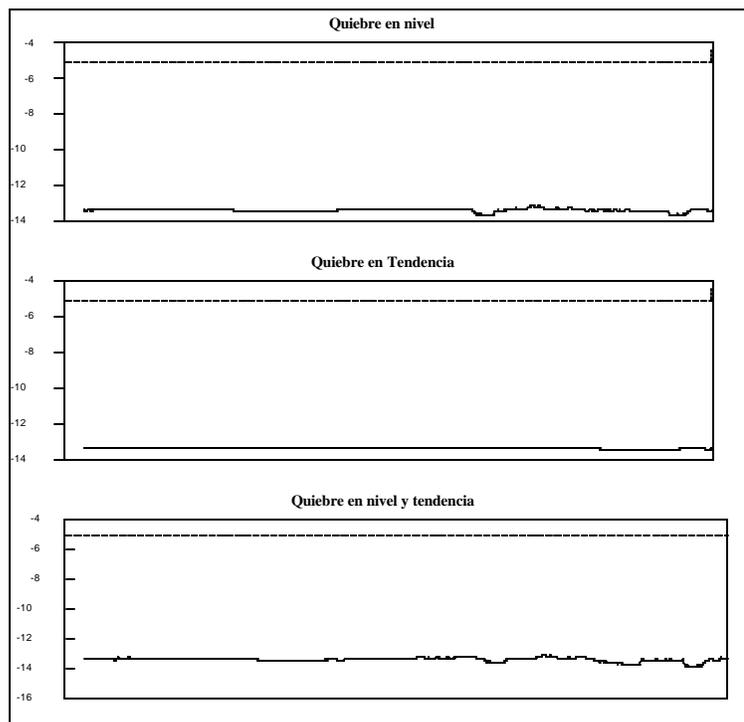
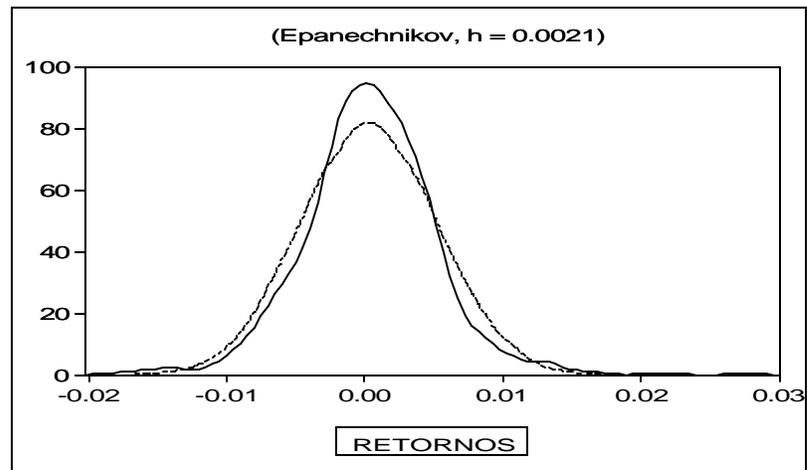


Gráfico 4

Densidad Kernel de Retornos Dólar Interbancario



Anexo N°2: Cuadros

Cuadro 1
Test de Raíces Unitarias en Nivel (ADF , PP y Zivot y Andrews)

Test	Valor Computado	Valor Crítico al 1%	Valor Crítico al 5%
Con Cte. y Tendencia			
ADF	-2.0811	-3.9723	-3.4167
PP	-2.1235	-3.9723	-3.4167
Con Constante			
ADF	-0.9445	-3.4397	-2.8649
PP	-0.8555	-3.4397	-2.8649
Solo			
ADF	2.4850	-2.5678	-1.9397
PP	2.4269	-2.5678	-1.9397
ADF de Zivot y Andrew			
Nivel	-3.0701	-5.34	-4.8
Tendencia	-2.0768	-4.93	-4.42
Nivel y Tendencia	-3.3193	-5.57	-5.08

Cuadro 2
Test de Raíces Unitarias en primera diferencia (ADF , PP y Zivot y Andrews)

Test	Valor Computado	Valor Crítico al 1%	Valor Crítico al 5%
Con Cte. y Tendencia			
ADF	-17.8188	-3.9723	-3.4167
PP	-27.2259	-3.9723	-3.4167
Con Constante			
ADF	-17.8231	-3.4397	-2.8649
PP	-27.2388	-3.4397	-2.8649
Solo			
ADF	-17.5994	-2.5678	-1.9397
PP	-27.1115	-2.5678	-1.9397
ADF de Zivot y Andrew			
Nivel	-13.6806	-5.34	-4.8
Tendencia	-13.4675	-4.93	-4.42
Nivel y Tendencia	-13.9467	-5.57	-5.08

Cuadro 3
Resumen estadísticas de los Retornos

País	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desviación	Asimetría	Kurtosis	J-B (pbb)
Chile	0.0413%	0.035%	2.79%	-1.81%	0.49%	0.36	6.09	0.0000
México	0.0006%	0.0001%	3.97%	-2.68%	0.50%	0.74	10.02	0.0000
Brasil	0.1135%	0.084%	9.46%	-9.82%	1.42%	0.42	13.69	0.0000
Euro	0.0152%	0.017%	2.8%	-2.4%	0.65%	-0.07	3.95	0.0000
Japón	0.0029%	0.0047%	3.02%	-2.95%	0.7%	-0.36	4.96	0.0000

Cuadro 4
Modelo Autoregresivo, Variable Dependiente D(logdolar)

Variable	Parámetro	Error Estándar*	Test-t	Probabilidad
D(logdolar(-1))	0.160521	0.040735	3.940652	0.0001
D(logdolar(-2))	-0.115506	0.035811	-3.225452	0.0013
Dummie Lunes	0.000761	0.000376	2.024875	0.0431
Dummie Jueves	0.001181	0.000351	3.363315	0.0008
$R^2=4.24\%$	$R^2_{ajustado}=3.95\%$	EER=0.4815%	DW=1.99	LM=0.35
F-statistic=14.59	Prob(F)=0.000000	ARCH=0.000		
(*)Newey-West HAC Standard Errors & Covariance LM=P-Value del test Breusch y Godfrey ARCH=P-Value del Test LM en Varianza EER=error estandar de la regresion				

Cuadro 5
Estimación modelo Garch(1,1), variable dependiente D(logdolar)

Variable	Parámetro	Error Estándar	Test	Pbb.
Ecuación de la Media				
D(logdolar(-1))	0.164197	0.039196	4.189134	0.0000
D(logdolar(-2))	-0.086578	0.038021	-2.277110	0.0228
Dummie Lunes	0.000682	0.000335	-2.021568	0.0432
Dummie Jueves	0.000942	0.000290	3.245251	0.0012
Ecuación de la Varianza				
Constante	8.04E-07	5.19E-07	1.556734	0.1195
Arch(1)	0.103349	0.038300	2.698437	0.0070
Garch(1)	0.867058	0.055846	15.52596	0.0000
R ² =4.1%	R ² _{ajustado} =3.51%	EER=0.4826%	DW=1.99	ARCH=0.36
F-statistic=7.02	Prob(F)=0.000000			
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
ARCH=P-Value del Test LM en Varianza				
EER=error estandar de la regresion				

Cuadro 6
Estimación modelo E-GARCH, variable dependiente D(logdolar)

Variable	Parámetro	Error Estándar	Test-T	Pbb.
Ecuación de la Media				
D(logdolar(-1))	0.163224	0.038284	4.263491	0.0000
D(logdolar(-2))	-0.087996	0.041797	-2.105322	0.0353
Lunes	0.000645	0.000374	1.725021	0.0845
Jueves	0.001061	0.000290	3.662359	.0002
Ecuación de la Varianza				
Constante	-1.262125	0.279215	-4.520262	0.0000
RES /SQR(ARCH)	0.272768	0.049670	5.491606	0.0000
RES/SQR(ARCH)	0.098656	0.036533	2.700476	0.0069
Arch(1)	0.902530	0.023753	37.99724	0.0000
R ² =4.1477%	R ² _{ajustado} =3.4658%	EER=0.4828%	DW=1.998334	ARCH=0.62
F-statistic=6.08	Prob(F)=0.000001			
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
ARCH=P-Value del Test LM en Varianza				
EER=error estandar de la regresion				

Cuadro 7
Error Cuadrático Medio

Modelos	1 día	2 días	3 días	4 días	5 días	1 semana	2 semanas	1 mes	2 meses	3 meses	6 meses
MARTINGALA	0,5764%	0,8812%	1,0653%	1,1981%**	1,3217%	1,4480%	1,9533%	2,9675%	3,7677%*	4,9655%	7,4838%
AR(2)	0,5647%	0,8769%**	1,0619%*	1,1969%*	1,3197%*	1,4462%*	1,9540%	2,9698%	4,3415%**	4,9635%	7,4818%
AR(5)	0,5696%	0,8883%	1,0773%	1,2138%	1,3369%	1,4638%	1,9568%	2,9629%**	4,3537%	4,9772%	7,5007%
AR(10)	0,5725%	0,8919%	1,0806%	1,2171%	1,3410%	1,4683%	1,9501%*	2,9585%*	4,3711%	4,9892%	7,5215%
AUTO-DUMMIES	0,5652%	0,8772%	1,0663%	1,2067%	1,3355%	1,4649%	1,9997%	3,0547%	4,4521%	4,8726%	4,9775%**
ARIMA(1,1,1)	0,5655%	0,8791%	1,0647%**	1,1988%	1,3216%**	1,4477%**	1,9525%**	2,9646%	4,3429%	4,9669%	7,4861%
GARCH	0,5646%**	0,8780%	1,0670%	1,2048%	1,3311%	1,4594%	1,9813%	3,0094%	4,3644%	4,7545%**	4,9758%*
EGARCH	0,5627%*	0,8767%*	1,0662%	1,2044%	1,3315%	1,4596%	1,9838%	3,0132%	4,3579%	4,7274%*	4,9925%

Cuadro 8
Error Medio absoluto

Modelos	1 día	2 días	3 días	4 días	5 días	1 semana	2 semanas	1 mes	2 meses	3 meses	6 meses
MARTINGALA	0.4399%	0.6666%	0.8103%**	0.9165%*	1.0141%**	1.1190%	1.5547%	2.4034%	3.2066%*	4.2640%**	6.2332%
AR(2)	0.4304%*	0.6620%**	0.8068%*	0.9180%**	1.0171%	1.1182%*	1.5532%**	2.4076%	3.7391%	4.2621%*	6.2352%
AR(5)	0.4323%	0.6665%	0.8136%	0.9264%	1.0211%	1.1316%	1.5539%	2.4013%**	3.7635%	4.2732%	6.2378%
AR(10)	0.4334%	0.6692%	0.8127%	0.9278%	1.0252%	1.1332%	1.5520%*	2.3930%*	3.7819%	4.2865%	6.2427%
AUTO-DUMMIES	0.4312%	0.6636%**	0.8206%	0.9301%	1.0397%	1.1414%	1.5947%	2.4570%	3.7828%	4.4064%	4.1704%
ARIMA	0.4310%	0.6650%	0.8114%	0.9186%	1.0133%*	1.1186%**	1.5540%	2.4044%	3.7418%	4.2652%	6.2347%
GARCH	0.4315%	0.6655%	0.8197%	0.9284%	1.0339%	1.1373%	1.5821%	2.4171%	3.7299%	4.3339%	4.1073%**
EGARCH	0.4307%**	0.6640%	0.8195%	0.9275%	1.0344%	1.1370%	1.5838%	2.4198%	3.7188%**	4.3093%	4.1035%*

Cuadro 9
Resumen de Estrategias, Recursivo (Toda la Muestra)

	AR(2)	AR(5)	AR(10)	AR(2)-Dummie	Arima(1,1,1)	Garch	Egarch	Martingala
% Prediccion Signo	59%	57%	58%	56%	56%	54%	54%	0
Compras y Ventas	150	168	163	160	170	152	152	0
Retorno	6,89%	7,91%	6,23%	7,43%	7,73%	5,68%	5,77%	8,00%

Cuadro 10
Resumen de Estrategias, Rolling (Ventana de 225 Días)

	AR(2)	AR(5)	AR(10)	AR(2)-Dummie	Arima(1,1,1)	Garch	Egarch	Martingala
% Predicción Signo	59%	62%	59%	56%	58%	56%	57%	0
Compras y Ventas	0	166	164	159	172	153	154	0
Retorno	13,28%	14,38%	7,46%	9,98%	10,72%	10,99%	9,77%	6,30%