



**COMPARACIÓN EMPÍRICA DE MODELOS DE VALOR EN RIESGO
(VaR) PARA UN PORTAFOLIO COMPUESTO POR EL PESO
COLOMBIANO, EL REAL BRASILEIRO Y EL PESO MEXICANO**

TRABAJO DE GRADO

John W. Castro Ramírez
Sayuri P. Tamura Mazo

Director del Trabajo de Grado:
Julio César Alonso C.

Universidad ICESI
Facultad de Ciencias Administrativas y Económicas
Maestría en Finanzas
Santiago de Cali
Junio 7 de 2011

COMPARACIÓN EMPÍRICA DE MODELOS DE VALOR EN RIESGO (VaR) PARA UN PORTAFOLIO COMPUESTO POR EL PESO COLOMBIANO, EL REAL BRASILEIRO Y EL PESO MEXICANO

John W. Castro Ramírez
Sayuri P. Tamura Mazo

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es evaluar diferentes metodologías para estimar el VaR de un portafolio compuesto por tres monedas, el peso colombiano, el real brasilero y el peso mexicano. La evaluación se hizo por medio de la comparación empírica de los siguientes métodos: Simulación Histórica, Volatilidad Constante, Promedio Móvil con Ponderaciones Exponenciales, y tres modelos Garch multivariados: *Diagonal VECH*, *Constant Conditional Correlation* y *Diagonal BEKK*. Por medio de las pruebas de Kupiec (1995), López (1998) y Christoffersen (1998) fue posible determinar que el modelo de Volatilidad Constante no ofrece la cobertura deseada y que el modelo GARCH multivariado *Diagonal BEKK*, de varianza no constante, ofrece la cobertura deseada y presenta menores pérdidas.

ABSTRACT

The purpose of this paper is to evaluate different methods to estimate VaR for a portfolio of Colombian peso, Brazilian real and Mexican peso. The evaluation was done thru the empirical comparison of the following methods: Historical Simulation, Constant Volatility, EWMA, and three multivariate GARCH models: Diagonal VECH, Constant Conditional Correlation and Diagonal BEKK. Backtesting proved that the constant volatility model does not offer the coverage needed, but M-GARCH model, Diagonal BEKK, outperformed the other models.

Palabras Clave: VaR, GARCH, *Backtesting*, Tasa de cambio
Key Words: VaR, GARCH, *Backtesting*, Exchange rate

TABLA DE CONTENIDO

I.	INTRODUCCIÓN.....	4
II.	MARCO TEÓRICO	5
i.	Simulación Histórica	5
ii.	Volatilidad Constante.....	6
iii.	Promedio Móvil con Ponderaciones Exponenciales (EWMA)	6
iv.	Modelos GARCH multivariados con Varianza no Constante.....	6
III.	PRUEBAS DE EXCEPCIONES.....	8
i.	Test de Kupiec.....	8
ii.	Criterio de López	8
iii.	Test de Christoffersen	8
IV.	DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS	10
V.	RESULTADOS	12
	Tabla 1: Test de Kupiec (1995) y Criterio de López (1998).....	12
	Tabla 2: Prueba de cobertura e independencia de Christoffersen (1998).....	12
VI.	CONCLUSIONES.....	14
	REFERENCIAS.....	15
	ANEXOS	17
	Anexo 1. – Gráficos de las Series	17
	Anexo 2. – Pruebas de Raíces Unitarias	18
	Anexo 3. – Criterio de Selección de Rezagos VAR	18
	Anexo 4. – Prueba de Wald para la Exclusión de Rezagos VAR.....	19
	Anexo 5. – Prueba LM de la Correlación Serial de los Residuos VAR.....	20

I. INTRODUCCIÓN

Una empresa multinacional con operaciones en tres países, Colombia, Brasil y México tiene una exposición a las fluctuaciones de las monedas de cada uno de estos países con respecto del dólar americano. La empresa necesita saber diariamente cuál es la máxima pérdida a la que está expuesta por las variaciones en las tasas de cambio. Actualmente la composición de su portafolio está dividida de la siguiente manera, el peso colombiano representa el 65%, el real brasilero representa el 20% y el peso mexicano el 15%.

La medida que le puede ayudar a determinar la máxima pérdida que puede tener esta empresa en un día es el VaR. Sin embargo, existen múltiples modelos para calcular el VaR, de los cuales elegimos siete modelos: Simulación Histórica, Volatilidad Constante, dos modelos EWMA, y tres modelos Garch Multivariados. El propósito de este trabajo es determinar cuál es el método más adecuado para estimar el VaR del portafolio de esa empresa. Para lograr el objetivo, las aproximaciones anteriormente mencionadas serán evaluadas a través de las pruebas de Kupiec (1995), López (1998) y Christoffersen (1998). Estas pruebas nos permiten determinar que el único modelo que no cumple con la cobertura deseada es el de Volatilidad Constante y que el modelo Garch multivariado Diagonal BEKK, es decir de varianza no constante, ofrece la cobertura deseada con las menores pérdidas.

Una posterior investigación deberá determinar cuáles deben ser los pasos a seguir por la empresa para mitigar el riesgo.

II. MARCO TEÓRICO

En esta sección presentamos los diferentes modelos paramétricos y no paramétricos utilizados para calcular el VaR de un portafolio compuesto por tres monedas, el peso colombiano, el real brasilero y el peso mexicano. Adicionalmente, explicaremos las pruebas de excepciones que se realizaron para determinar la bondad de cada modelo.

Se eligieron siete modelos para el cálculo del VaR. Los modelos evaluados fueron los siguientes:

- VaR No Paramétrico
 - Simulación Histórica
- Var Paramétrico
 - Volatilidad constante
 - Promedio Móvil con Ponderaciones Exponenciales (EWMA)
 - λ que minimiza el RMSE
 - λ de JP Morgan para datos diarios
 - Modelos GARCH multivariados con Varianza no Constante
 - Diagonal VECH (Bollerslev, Engle y Wooldridge)
 - CCC (Constant Conditional Correlation)
 - Diagonal BEKK (Baba, Engle, Kraftand y Kroner)

i. Simulación Histórica

Como Marimoutou, Raggad y Trabelsi (2009) explican, este método supone que la distribución histórica de los rendimientos se mantendrá constante durante los próximos periodos, dado que el cambio en el comportamiento de los precios se repite en el tiempo. El VaR calculado bajo este método toma los rendimientos históricos para modelar los rendimientos futuros. Este método tiene varias ventajas, entre ellas que es fácil de entender y de implementar, es completamente no paramétrico y no depende de una distribución específica de los rendimientos, por lo tanto logra capturar la ausencia de una distribución normal de los datos. Ahora, este método también tiene varias desventajas, es imposible obtener un estimado del VaR fuera de la muestra y no toma en cuenta el efecto de la volatilidad sobre los rendimientos futuros.

ii. Volatilidad Constante

Los métodos paramétricos implican suponer una distribución o modelo que sigue el comportamiento del valor del portafolio. Esta distribución puede ser muy diferente dependiendo de cada caso, pero en general la distribución más usada es la normal. Al suponer que el rendimiento para el siguiente periodo sigue una distribución normal, esto implicará que el valor del portafolio para el siguiente periodo seguirá una distribución normal (Alonso y Berggrun, 2008, p. 97-98).

iii. Promedio Móvil con Ponderaciones Exponenciales (EWMA)

Brooks (2008) argumenta que este modelo es una extensión del promedio móvil de la volatilidad histórica, pero permite darle más peso a los datos más recientes para que los mismos tengan un mayor impacto sobre el pronóstico de la volatilidad que los datos más antiguos. En este modelo el peso de cada dato declina exponencialmente sobre el tiempo. Esta metodología fue desarrollada por JP Morgan denominándola RiskMetrics™ en 1994. El factor de decaimiento (λ) utilizado por JP Morgan para datos diarios es de 0,94. Sin embargo, este factor puede ser calculado con base en los datos históricos buscando minimizar el RMSE (*Root Mean Square Error*) que calcula la desviación cuadrada promedio entre el valor estimado y el observado.

iv. Modelos GARCH multivariados con Varianza no Constante

El espíritu de estos modelos, según Brooks (2008), es muy similar a sus contrapartes univariados, excepto que el modelo multivariado explica cómo las covarianzas se mueven en el tiempo. Existen múltiples modelos Garch multivariados, pero los elegidos para este trabajo fueron el *Diagonal VEC*, el *CCC* y el *Diagonal BEKK*, donde la varianza condicional (σ_t^2) seguirá los siguientes patrones:

Diagonal VEC: Supone que las varianzas y covarianzas condicionales individuales sólo dependen de sus propios rezagos y de los residuos de los rezagos al cuadrado. Donde C es la constante, v es el residuo, β es el coeficiente de la varianza condicional y α es el coeficiente de los rezagos de la varianza condicional.

$$\begin{aligned}
\sigma_{1,t}^2 &= C_{11} + \beta_{11}\sigma_{1,t-1}^2 + \alpha_{11}v_{1,t-1}^2 \\
\sigma_{2,t}^2 &= C_{22} + \beta_{22}\sigma_{2,t-1}^2 + \alpha_{22}v_{2,t-1}^2 \\
\sigma_{3,t}^2 &= C_{33} + \beta_{33}\sigma_{3,t-1}^2 + \alpha_{33}v_{3,t-1}^2 \\
\sigma_{1,2,t}^2 &= C_{12} + \beta_{12}\sigma_{1,2,t-1}^2 + \alpha_{12}v_{1,t-1}v_{2,t-1} \\
\sigma_{1,3,t}^2 &= C_{13} + \beta_{13}\sigma_{1,3,t-1}^2 + \alpha_{13}v_{1,t-1}v_{3,t-1} \\
\sigma_{2,3,t}^2 &= C_{23} + \beta_{23}\sigma_{2,3,t-1}^2 + \alpha_{23}v_{2,t-1}v_{3,t-1}
\end{aligned}$$

Constant Conditional Correlation (CCC): El modelo supone que la matriz de correlaciones condicionales es constante en el tiempo y que las varianzas condicionales son determinadas de acuerdo a modelos Garch univariados. Las covarianzas condicionales están determinadas por la relación entre la matriz de correlaciones condicionales y la matriz diagonal de desviaciones estándar condicionales (Melo y Becerra, 2006, p.9).

$$\begin{aligned}
\sigma_{1,t}^2 &= C_4 + C_6\sigma_{1,t-1}^2 + C_5v_{1,t-1}^2 \\
\sigma_{2,t}^2 &= C_7 + C_9\sigma_{2,t-1}^2 + C_8v_{2,t-1}^2 \\
\sigma_{3,t}^2 &= C_{10} + C_{12}\sigma_{3,t-1}^2 + C_{11}v_{3,t-1}^2 \\
\sigma_{12,t}^2 &= C_{13} \sqrt{\sigma_1^2 \sigma_2^2} \\
\sigma_{13,t}^2 &= C_{14} \sqrt{\sigma_1^2 \sigma_3^2} \\
\sigma_{23,t}^2 &= C_{15} \sqrt{\sigma_2^2 \sigma_3^2}
\end{aligned}$$

Diagonal BEKK: Brooks (2008) indica que a diferencia del Diagonal VECM, este modelo asegura que la varianza condicional sea positiva por medio de la naturaleza cuadrática de su ecuación.

$$\begin{aligned}
\sigma_{1,t}^2 &= C_{11} + \beta_{11}^2\sigma_{1,t-1}^2 + \alpha_{11}^2v_{1,t-1}^2 \\
\sigma_{2,t}^2 &= C_{22} + \beta_{22}^2\sigma_{2,t-1}^2 + \alpha_{22}^2v_{2,t-1}^2 \\
\sigma_{3,t}^2 &= C_{33} + \beta_{33}^2\sigma_{3,t-1}^2 + \alpha_{33}^2v_{3,t-1}^2 \\
\sigma_{1,2,t}^2 &= C_{12} + \beta_{11}\beta_{22}\sigma_{1,2,t-1}^2 + \alpha_{11}\alpha_{22}v_{1,t-1}v_{2,t-1} \\
\sigma_{1,3,t}^2 &= C_{13} + \beta_{11}\beta_{33}\sigma_{1,3,t-1}^2 + \alpha_{11}\alpha_{33}v_{1,t-1}v_{3,t-1} \\
\sigma_{2,3,t}^2 &= C_{23} + \beta_{22}\beta_{33}\sigma_{2,3,t-1}^2 + \alpha_{22}\alpha_{33}v_{2,t-1}v_{3,t-1}
\end{aligned}$$

III. PRUEBAS DE EXCEPCIONES

i. Test de Kupiec

El test de Kupiec (1995) intenta determinar si la frecuencia de las excepciones observadas es consistente con la frecuencia esperada de excepciones de acuerdo al VaR elegido y al intervalo de confianza escogido. Se emplea entonces el estadístico t de Kupiec (1995), cuya ecuación es la siguiente:

$$tu = \frac{p - \alpha}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{H}}}$$

La hipótesis nula supone que $p = \alpha$, donde p es igual a la proporción de excepciones observada y α es el nivel de confianza empleado. Así mismo, H es el número total de predicciones.

ii. Criterio de López

López (1998) formaliza la idea de utilizar funciones de pérdida como un medio para evaluar modelos VaR. Bajo esta óptica, la función de pérdida le da mayor puntaje a las excepciones donde la pérdida es mayor al VaR. Los modelos VaR se evalúan al comparar los valores de la función de pérdida. Un modelo que minimiza las pérdidas es preferido sobre otros modelos. Lopez (1998) sugirió la siguiente función cuadrática de pérdidas que incorpora tanto el número total de excepciones como sus magnitudes.

$$C_t = \begin{cases} \text{Si } L_t > VaR_t, & 1 + (L_t - VaR_t)^2 \\ \text{Si } L_t < VaR_t, & 0 \end{cases}$$

C_t es la función de pérdidas y L_t es la pérdida real

iii. Test de Christoffersen

La idea de Christoffersen (1998) implica separar las predicciones particulares que se están probando, y luego probar cada predicción separadamente. Lo primero equivale a examinar si el modelo genera la correcta proporción de excepciones, es decir si provee la correcta cobertura no condicional. Lo segundo, implica probar que las excepciones observadas sean independientes

estadísticamente entre sí. Esto significa que las excepciones no se deben agrupar en el tiempo. La evidencia de esta agrupación significaría que la especificación del modelo no es la correcta, incluso si el modelo cumple con la cobertura no condicional. (Alonso y Serna, 2011, p.10)

Los estadísticos de prueba son los siguientes:

Correcta cobertura no condicional:

$$LR_{uc} = -2 \ln[(1 - \alpha)^{N-n} \alpha^n] + 2 \ln [(1 - \rho)^{N-n} \rho^n]$$

Independencia:

$$LR_{ind} = -2 \ln[(1 - \hat{\pi}_2)^{n_{00}+n_{11}} \hat{\pi}_2^{n_{01}+n_{11}}] + 2 \ln [(1 - \hat{\pi}_{01})^{n_{00}} \hat{\pi}_{01}^{n_{01}} (1 - \hat{\pi}_{11})^{n_{10}} \hat{\pi}_{11}^{n_{11}}]$$

Hipótesis combinada, Correcta cobertura condicional:

$$LR_{cc} = LR_{uc} + LR_{ind}$$

Donde LR es la razón de verosimilitud.

IV. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

La base de datos empleada está compuesta por 1696 observaciones diarias para la tasa de cambio nominal del peso colombiano, el real brasilero y el peso mexicano, correspondientes al periodo comprendido entre el 2 de enero de 2004 y el 4 de febrero de 2011. A partir de esta información se calcularon los rendimientos nominales porcentuales. Para este trabajo, sólo usamos datos de las fechas donde las tres monedas han transado.

En el anexo 1 se presentan los gráficos de los rendimientos de estas monedas. Los retornos diarios de las tres monedas presentan características de volatilidad por agrupamiento, es decir, periodos de alta volatilidad tienden a estar seguidos por periodos de alta volatilidad y viceversa. Este mismo comportamiento aplica para los precios.

Observando las gráficas de los precios del anexo 1, parece indicar que no hay estacionariedad, puesto que no hay una media y varianza constantes. En el caso de los rendimientos de las tasas de cambio, parece que existe estacionariedad por lo menos en la media, no se observa una varianza constante.

Realizamos las pruebas de raíces unitarias y concluimos que las series de las primeras diferencias de los precios de las monedas son estacionarias, ver anexo 2. Las pruebas realizadas fueron Dickey-Fueller Aumentado (ADF) (1979) y Phillips-Perron (1988) que funcionan bajo la hipótesis nula que la serie presenta raíz unitaria, y el Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS) (1992), que funciona bajo la hipótesis nula que el proceso es estacionario. Debido a estos resultados, trabajamos con el logaritmo de los precios.

Antes de modelar el VaR, determinamos a través del criterio de selección del orden de los rezagos VAR (anexo 3) y de la prueba de Wald (anexo 4), el número de rezagos óptimo para la estimación de los rendimientos del portafolio y realizamos la prueba LM Arch (anexo 5) para establecer si se podían utilizar las series de los rendimientos de las tasas de cambio con los modelos M-Garch y poder así estimar la varianza del portafolio.

Una vez determinamos que se podían utilizar las series de los rendimientos de las tasas de cambio para modelar tanto la varianza de los rendimientos como los rendimientos, calculamos el VAR y los M-Garch (VECH, CCC y BEKK)

Utilizando una ventana de 1439 datos, correspondientes a los rendimientos desde el 5 de enero de 2004 hasta el 30 de diciembre de 2009. Con esta información se estimó el VaR del día siguiente para todos los modelos planteados en este trabajo con un 95% de nivel de confianza.

En el caso del EWMA, lo calculamos de dos maneras, utilizamos el factor de decaimiento de JP Morgan para datos diarios, 0,94, y también calculamos el factor de decaimiento que minimiza el RMSE que fue 0,86.

Para establecer cuál de los modelos ofrece la mejor cobertura, se hizo una proyección dentro de la muestra, es decir, se realizó el cálculo diario del VaR desde el 4 de enero de 2010 hasta el 4 de febrero de 2011, estimando 256 datos. Esto con el fin de realizar las pruebas de *backtesting*.

V. RESULTADOS

A partir de la prueba de Kupiec (1995), pudimos determinar que el único modelo que no ofrece la cobertura deseada en el periodo de tiempo analizado, es el modelo de Volatilidad Constante, puesto que sobreestima el riesgo, ver tabla 1. Luego, a través del Test de Christoffersen (1998) comprobamos que las excepciones son estadísticamente independientes en todos los modelos, que la hipótesis nula acerca de la correcta cobertura no condicional fue rechazada en el modelo de Volatilidad Constante y que la hipótesis combinada de este último modelo fue rechazada también, ver resultados en la tabla 2. Dado que los demás modelos sí ofrecen la cobertura deseada, procedimos a evaluarlos con la prueba de López (1998). Bajo esta prueba, el modelo que minimiza la función de pérdida C_t , es el Diagonal BEKK, ver resultados en la tabla 1.

Tabla 1: Test de Kupiec (1995) y Criterio de López (1998)

Modelo	No. Excepciones	H	P estimado	T_U	Valor Crítico	Conclusión Test de Kupiec	C_t
Simulación Histórica	10	256	3,9063%	-0,9033	1,9693	No se rechaza H_0	17,3677
Volatilidad Constante	6	256	2,3438%	-2,8092	1,9693	Se rechaza H_0	N/A
EWMA 0,86	14	256	5,4688%	0,3299	1,9693	No se rechaza H_0	19,5200
EWMA 0,94	13	256	5,0781%	0,0569	1,9693	No se rechaza H_0	20,0536
Diagonal VECH	13	256	5,0781%	0,0569	1,9693	No se rechaza H_0	18,2977
CCC	12	256	4,6875%	-0,2366	1,9693	No se rechaza H_0	17,2866
Diagonal BEKK	10	256	3,9063%	-0,9033	1,9693	No se rechaza H_0	14,1463

Fuente: Cálculos propios

Tabla 2: Prueba de cobertura e independencia de Christoffersen (1998)

Modelo	LRuc	LRind	LRcc
Simulación Histórica	0,694912275	0,013285134	0,708197410
Volatilidad Constante	4,696155465 **	0,002394116	4,698549580 *
EWMA 0,86	0,115071259	0,039901528	0,154972790
EWMA 0,94	0,003273369	0,031349556	0,034622920
Diagonal VECH	0,003273369	0,031349556	0,034622920
CCC	0,053704191	0,024146837	0,077851030
Diagonal BEKK	0,694912275	0,013285134	0,708197410

Fuente: Cálculos propios

(**) Rechaza la hipótesis nula de la cobertura no condicional a un nivel de significancia del 5%

(*) Rechaza la hipótesis nula de la correcta cobertura condicional a un nivel de significancia del 10%

En un portafolio de US \$100 millones, compuesto en un 65% por el peso colombiano, 20% por el real brasilero y 15% por el peso mexicano, la máxima pérdida a la que estuvo expuesta la compañía el 4 de enero de 2010, según el VaR calculado por el modelo Diagonal BEKK, fue US \$836.518,52.

VI. CONCLUSIONES

A partir de los resultados obtenidos en este trabajo, podemos concluir que casi todos los modelos cumplen con el objetivo de controlar el riesgo de pérdida de un portafolio compuesto por el real brasilero, el peso colombiano y el peso mexicano. Sin embargo, el modelo óptimo que ofrece la cobertura deseada minimizando la función de pérdida es el Diagonal BEKK.

A diferencia de los modelos con varianza no constante, el modelo de Volatilidad Constante no ofrece la cobertura deseada puesto que durante el periodo del cálculo del VaR mantuvo una volatilidad constante que le impidió “adaptarse” a los cambios en la volatilidad que se presentaron durante el último año, la cual fue menor, por lo tanto sobreestimó el riesgo.

REFERENCIAS

- Alonso, J. C. y Berggrun, L. B. (2008). *Introducción al Análisis de Riesgo Financiero* (1ra ed. p. 97-98). Cali: Universidad ICESI.
- Alonso, J. C. y Casto, J. M. (2008). *Estimación Del Valor En Riesgo De Mercado (Var) Para Un Mercado De Valores Emergente, Por Medio De Modelos Dinámicos De Volatilidad No Constante: Caso Colombiano*. Manuscrito no publicado.
- Alonso, J. C. y Serna, M. (2011). *Patrones del IGBC y Valor en Riesgo: Evaluación del Desempeño de diferentes metodologías para datos intra-día*. Manuscrito no publicado.
- Becerra, O. R. y Melo, L. F. (2006). *Una Aproximación a la Dinámica de las Tasas de Interés de Corto Plazo en Colombia a Través de Modelos GARCH multivariados*. Recuperado el 11 de abril de 2011, <http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra366.pdf> .
- Benavides, G. (2006). *Volatility Forecasts for the Mexican peso – U.S. Dollar Exchange Rate: An Empirical Analysis of Garch, Option Implied and Composite Forecast Models*. Recuperado el 11 de abril de 2011, <http://www.banxico.org.mx/eInfoFinanciera/DoctosBM/%7B535338BA-454B-46D4-9309-985449014D5C%7D.pdf>
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance* (2da ed. p. 384-385, 432). Cambridge: Cambridge University Press.
- Crespo, J. y Hlouskova, J. (2004). *Forecasting exchange rates in transition economies: A comparison of multivariate time series models*, *Empirical Economics*, 29, 787–801
- Dickey, D. A. y Fuller, W. A. (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366), p. 427–431.
- Fallon, W. (1996). *Calculating Value-at-Risk*. Center for Financial Institutions Working Papers, 96-49, Wharton School Center for Financial Institutions, University of Pennsylvania.
- Flórez, L. S. y Moscoso, J. (2009). *Medición del valor en riesgo de los flujos de caja descontados. Aplicación a un caso empresarial*, AD-MINISTER Universidad EAFIT, 15, 47-67.

Kupiec, P. H. (1995). Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models, *The Journal of Derivatives*, 3, 73-84.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root, *Journal of Econometrics*, 54, 159–178.

López, J. A. (1998). Methods for evaluating Value-at-risk estimates. *Federal Bank of New York, Economic Policy Review*, 2, 3-17.

Marimoutou, V. Raggad, B. y Trabelsi, A. (2009). Extreme Value Theory and Value at Risk: Application to oil market. *Energy Economics*, 31, 519–530.

Morimoto, T. y Kawasaki, Y. (2008). *Empirical Comparison of Multivariate GARCH Models for Estimation of Intraday Value at Risk*. Recuperado el 9 de diciembre de 2010, <http://ssrn.com/abstract=1090807>

Phillips, P. C. B. y Perron, P. (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75, 335–346.

Sarantis, N. y Stewart, C. (1995). Structural, VAR and BVAR Models of Exchange Rate Determination: A Comparison of Their Forecasting Performance, *Journal of Forecasting*, 14, 201 -215.

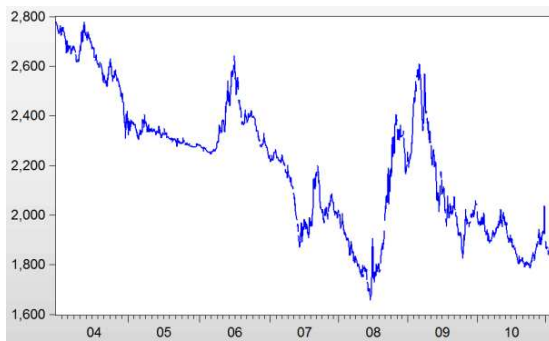
Walker, E. (2006). Cobertura Cambiaria e Inversión Internacional De Portafolio: Una Perspectiva Local, *Economía Chilena*, 9 (2), 41-59.

Zambrano, M. A. (2003). Gestión del riesgo cambiario: Una aplicación del valor en riesgo para el mercado financiero peruano, *Revista Estudios Económicos*, Banco Central de Reserva del Perú, 9, 223-263.

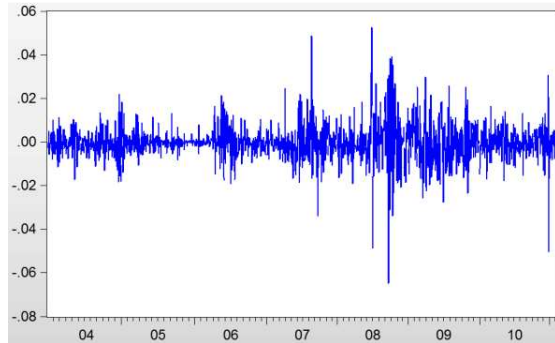
ANEXOS

Anexo 1. – Gráficos de las Series

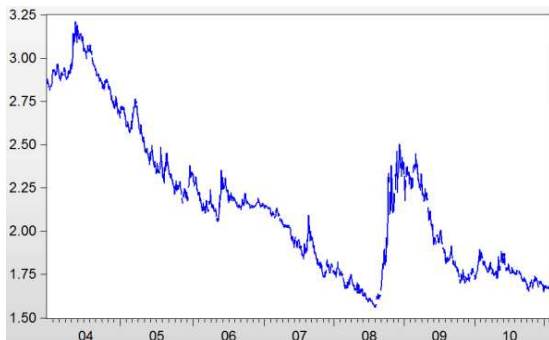
Precio del peso colombiano



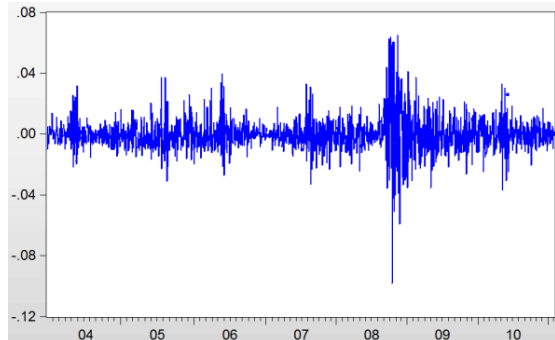
Rendimiento del peso colombiano



Precio del real brasilero



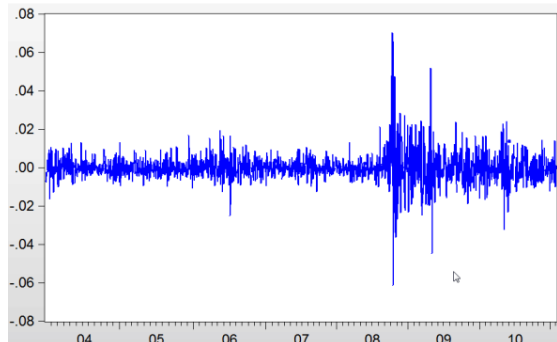
Rendimiento del real brasilero



Precio del peso mexicano



Rendimiento del peso mexicano



Fuente: Bloomberg, Cálculos propios

Anexo 2. – Pruebas de Raíces Unitarias

	Niveles			Diferencias		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
COP	-2,4837	-2,4431	0,2757 +++	-38,4974 ***	-38,4836 ***	0,0789
BRL	-2,0075	-1,9194	0,6894 +++	-45,4987 ***	-45,9228 ***	0,0919
MXN	-1,7253	-1,7303	2,4741 +++	-21,6344 ***	-45,1813 ***	0,0676

*** Rechaza la hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria a un nivel de significancia del 1%

+++ Rechaza la hipótesis nula de un proceso estacionario alrededor de una tendencia con un nivel de significancia del 1%

Conclusiones

COP Bajo ADF y PP tiene al menos una raíz unitaria y bajo KPSS no es estacionaria

BRL Bajo ADF y PP tiene al menos una raíz unitaria y bajo KPSS no es estacionaria

MXN Bajo ADF y PP tiene al menos una raíz unitaria y bajo KPSS no es estacionaria

D(COP) Bajo ADF, PP y KPSS las series son estacionarias en I(1).

D(BRL) Bajo ADF, PP y KPSS las series son estacionarias en I(1).

D(MXN) Bajo ADF, PP y KPSS las series son estacionarias en I(1).

Fuente: Cálculos Propios

Anexo 3. – Criterio de Selección de Rezagos VAR

Variables Endógenas: LnBRL LnCOP LnMXN

Variables Exógenas: C

Muestra: 1/02/2004 12/30/2009

Observaciones Incluidas: 1415

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	14.458,83	NA	2,690E-13	-2.043.227	-2.042.113	-2.042.811
1	14.519,17	1.203.467,00	2,500E-13	-2.050.484	-20.46028*	-20.48819*
2	14.529,10	1.974.788,00	2,490E-13	-2.050.615	-2.042.816	-2.047.701
3	14.546,84	3.523.083,00	2,460E-13	-2.051.850	-2.040.709	-2.047.687
4	14.559,30	2.470.119,00	2,450E-13	-2.052.340	-2.037.856	-2.046.928
5	14.577,32	3.563.133,00	2,420E-13	-2.053.615	-2.035.789	-2.046.954
6	14.588,55	2.214.576,00	2,410E-13	-2.053.929	-2.032.761	-2.046.020
7	14.599,25	2.108.021,00	2,410E-13	-2.054.170	-2.029.660	-2.045.012

8	14.620,28	4.130.919,00	2,370E-13	-2.055.870	-2.028.017	-2.045.463
9	14.628,11	1.534.935,00	2,370E-13	-2.055.704	-2.024.509	-2.044.049
10	14.637,19	1.777.107,00	2,370E-13	-2.055.716	-2.021.179	-2.042.812
11	14.641,78	8.952.394,00	2,380E-13	-2.055.093	-2.017.213	-2.040.940
12	14.650,20	1.640.433,00	2,390E-13	-2.055.011	-2.013.789	-2.039.609
13	14.660,64	2.028.778,00	2,380E-13	-2.055.214	-2.010.650	-2.038.564
14	14.672,67	2.332.244,00	2,370E-13	-2.055.642	-2.007.735	-2.037.743
15	14.673,87	2.331.147,00	2,400E-13	-2.054.540	-2.003.291	-2.035.392
16	14.694,22	3.928.502,00	2,360E-13	-2.056.144	-2.001.553	-2.035.748
17	14.711,77	3.381.639,00	2,330E-13	-2.057.353	-1.999.419	-2.035.708
18	14.728,54	3.222.341,00	2,310E-13	-2.058.450	-1.997.174	-2.035.556
19	14.734,72	1.185.692,00	2,320E-13	-2.058.052	-1.993.434	-2.033.909
20	14.746,35	2.226.815,00	2,310E-13	-2.058.425	-1.990.464	-2.033.033
21	14.757,60	2.147.893,00	2,300E-13	-2.058.742	-1.987.439	-2.032.102
22	14.763,02	1.032.559,00	2,310E-13	-2.058.236	-1.983.591	-2.030.347
23	14.778,93	3.023.503,00	2,290E-13	-2.059.212	-1.981.224	-2.030.074
24	14.787,96	17,12988*	2,29e-13*	-20.59216*	-1.977.886	-2.028.830

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Fuente: Cálculos propios

Anexo 4. – Prueba de Wald para la Exclusión de Rezagos VAR

Muestra: 1/02/2004 12/30/2009

Observaciones incluidas: 1438

Chi-squared test statistics for lag exclusion:

Numbers in [] are p-values

	BRL_R	COP_R	MXN_R	Joint
Lag 1	2.691.029	4.525.699	1.417.444	1.232.475
	[6,15e-06]	[8,16e-10]	[0,002677]	[0,000000]
df	3	3	3	9

Con el 99% de confianza podemos concluir que un (1) rezago es significativo para correr la muestra

Anexo 5. – Prueba LM de la Correlación Serial de los Residuos VAR

Hipótesis Nula: No hay correlación serial en el rezago de orden h

Muestra: 1/02/2004 12/30/2009

Observaciones incluidas: 1438

Lags	LM-Stat	Prob
1	1.706.580	0,0477

Probs from chi-square with 9 df.

Con el 95% de confianza podemos establecer que los rezagos sí afectan la varianza, por eso debemos utilizar los modelos Garch.