



# BOLETÍN

## *Macro*

*Editado por el Equipo de Investigación del Banco Central del Paraguay - Estudios Económicos.*

Enero | 2021





# Agregados Divisia y Tipo de Cambio en Paraguay<sup>1</sup>

Luis Molinas Sosa | Guillermo Ortiz Ibarrola<sup>2</sup>

*Editado por el Equipo de Investigación del Banco Central del Paraguay - Estudios Económicos.*

Enero | 2021

*Desde que los resultados de Meese y Rogoff (1983) mostraron que ningún modelo podría superar a una caminata aleatoria en la predicción de los tipos de cambio, ha habido numerosos artículos que han tratado de encontrar alguna metodología de predicción que pudiera superar la caminata aleatoria, al menos para ciertos períodos de predicción. El presente trabajo compara los modelos de tasa de interés descubierta, precio rígido y autorregresión de vectores bayesianos, con el parámetro de referencia de caminata aleatoria para pronosticar tipos de cambio entre el guaraní paraguayo y el dólar estadounidense. Como innovación, incluye los agregados monetarios Divisia y el precio de costo del usuario, los cuales reemplazan a los agregados monetarios de suma simple y a la tasa de interés de referencia. Los pronósticos se evalúan según el criterio de la raíz del error cuadrático medio. Los resultados indican que la inclusión de las dos variables mencionadas ayuda a mejorar la predicción del tipo de cambio en el corto plazo.*

**Keywords:** *Forecasting, Exchange rates, Bayesian Vector Autorregression, Uncovered Interest Rate, Sticky Price.*

<sup>1</sup> Los errores y omisiones son de exclusiva responsabilidad de los autores, por lo que, las opiniones vertidas no necesariamente representan la posición del Banco Central del Paraguay ni pueden comprometer a sus intereses institucionales.

<sup>2</sup> Los autores agradecen los comentarios y aportes de Diego Duarte Schussmuller, César Blanco, Sebastián Diz y Diego Legal.

# 1 Introducción

La previsión del tipo de cambio es un asunto complicado. Ha sido objeto de muchos estudios que han arrojado resultados prometedores solo para ser refutados posteriormente por otros. Los intentos de realizar pronósticos formales del tipo de cambio han existido durante más de un siglo. Por ejemplo, la paridad del poder adquisitivo (PPA) se convirtió en una teoría del comportamiento del tipo de cambio ya a principios del siglo XX en [Cassel \(1918\)](#). En la misma línea, el modelo de paridad descubierta de tasas de interés (UIP) ha sido parte de la discusión desde los años veinte con [Keynes \(1923\)](#). Ambos modelos siguen siendo caballos de batalla en los cursos de finanzas internacionales en todo el mundo. La década de 1970 vio un estallido de actividad en la teoría de pronóstico del tipo de cambio, con varios modelos que se desarrollaron uno tras otro, una actividad que se extendió hasta principios de década de 1980. Y, sin embargo, un modelo o marco definitivo sigue siendo difícil de alcanzar. En particular, dado que [Meese and Rogoff \(1983\)](#) argumentó que ningún modelo supera a una caminata aleatoria en la predicción de tipos de cambio (un fenómeno conocido a partir de entonces como el rompecabezas Meese y Rogoff), los investigadores se han visto obligados a empezar de cero para encontrar alternativas más sólidas. La idea de mercados eficientes y la imposibilidad de predecir los precios de los activos se remonta a [Malkiel and Fama \(1970\)](#), pero pasaron algunos años antes de que se abriera paso en las finanzas internacionales. Es a la luz de todo esto que durante las siguientes tres décadas, los economistas irían y vendrían argumentando a favor y en contra de la posibilidad de pronosticar tipos de cambio. Por ejemplo, [Lothian and Wu \(2011\)](#) muestra que la UIP tiene un poder de pronóstico notable en horizontes de tiempo más largos. Pero hay estudios como [Cheung et al. \(2005\)](#) que han reforzado la idea de que ningún modelo puede superar sistemáticamente una caminata aleatoria, ya que encuentran que incluso cuando los modelos producen pronósticos mejorados, estas mejoras no son estadísticamente significativas. Al mismo tiempo, encuentran que ningún modelo (o predictor) funciona consistentemente mejor para todos los países que consideran.

El objetivo del presente trabajo es doble: por un lado, evaluar la predictibilidad de estos modelos estándar, además de una aproximación bayesiana al caso paraguayo; por otro, evaluar los antedichos modelos reemplazando los agregados monetarios de suma simple y las tasas de interés de referencia con agregados monetarios Divisia y el precio de costo del usuario, respectivamente.

Se ha demostrado que los agregados monetarios Divisia mejoran los agregados monetarios de suma simple utilizados por los responsables de la formulación de políticas en la gran mayoría de los bancos centrales del mundo. Desde que [Barnett \(1978, 1980\)](#) derivó el precio

de costo del usuario y produjo el valor teórico correcto de la agregación, los agregados monetarios Divisia han ayudado a resolver algunos de los problemas difíciles de la profesión. [Barnett and Kwag \(2005\)](#) se valió del precio de costo del usuario y los agregados monetarios Divisia y los incluyó como variables en el modelo monetario de precio flexible, los modelos de precios rígidos (SP) y Hooper Morton para mostrar que tienen mayor poder de pronóstico que la caminata aleatoria cuando las variables antes mencionadas reemplazan la tasa de interés y los agregados monetarios de suma simple (respectivamente). Específicamente, los autores trabajaron con el tipo de cambio dólar/libra esterlina.

Hacemos una modesta contribución a la literatura ampliando los resultados obtenidos por [Wright \(2008\)](#) y ampliando el marco de [Lam et al. \(2008\)](#) para producir una aplicación local. Ambos estudios utilizaron el promedio del modelo bayesiano (BMA) para pronosticar los tipos de cambio del dólar estadounidense (USD) con respecto a varias otras monedas y luego compararlos con el rendimiento de un modelo de referencia, a saber, la caminata aleatoria. En particular, [Lam et al. \(2008\)](#) también agregó otros tres modelos estructurales además de BMA y los comparó con la caminata aleatoria también. Estos modelos son el modelo PPA antes mencionado, el modelo UIP y el modelo de precios rígidos (SP). Son modelos bien conocidos en la literatura y han sido ampliamente discutidos, tanto en el pasado como en los últimos años. Es este último enfoque el que hemos seguido para este artículo, junto con un modelo de autorregresión de vectores bayesianos (BVAR) con un prior de Minnesota, reemplazando al BMA. Como muestra [Carriero et al. \(2009\)](#), los modelos BVAR funcionan bien a largo y corto plazo, incluidos los pronósticos de un período por delante. Para evaluar el desempeño de cada modelo, evaluamos la razón del error cuadrático medio (RMSE) generado por cada modelo, la cual es una medida estándar en la literatura de forecasting (pronósticos).

Siguiendo el trabajo de Barnett, hemos utilizado los modelos antes mencionados para pronosticar los tipos de cambio entre el guaraní paraguayo (PYG) frente al USD, usando datos trimestrales que van del primer trimestre de 1998 al primer trimestre de 2020. A diferencia de [Wright \(2008\)](#), no separamos las variables en un conjunto de datos financieros y macroeconómicos para estimar los tipos de cambio mensuales y trimestrales, respectivamente; todas las variables son trimestrales. Los períodos de pronóstico son de 1 a 12 trimestres por delante. Cada modelo se estima dos veces: una vez con sus variables originales y una segunda, con los agregados de Divisia y el precio del costo del usuario. Algunos resultados son alentadores y están en línea con el trabajo de [Carriero et al. \(2009\)](#) bajo el criterio de RMSE. Se observa que en los primeros horizontes de pronóstico, la utilización de agregados de Divisia y el precio de costo ayudan a producir mejores resultados que los arrojados por los modelos estándar y los de la caminata aleatoria.

De manera más general, este estudio podría ser de interés para los académicos que traba-

jan en pronósticos de tipos de cambio, en particular, si se enfocan en mercados emergentes. Los responsables de la formulación de políticas en los bancos centrales, institutos de estadística y otras instituciones gubernamentales (especialmente, los de América del Sur, pero ciertamente en cualquier país que sea un gran importador o exportador de productos básicos) también podrían encontrar algún uso para los resultados presentados aquí.

## 2 Agregados Monetarios de Divisia

Desde el innovador trabajo de Barnett sobre la teoría microeconómica y la teoría de la agregación, sabemos que el stock de capital de dinero en un período de tiempo determinado no es igual al flujo de servicios monetarios (ya que los bienes de capital no se deprecian completamente en un período). El precio de estos flujos de servicios monetarios es el costo de oportunidad, o costo de usuario, de mantener un activo monetario particular durante ese período. El precio de costo de usuario es entonces el valor actual de la cantidad de interés que un agente no recibe al poseer un activo determinado, dado que existe un activo de inversión puro que proporciona un mayor rendimiento sin proveer servicios monetarios. El precio de costo de usuario se calcula así:

$$\pi_{it} = (R_t - \gamma_{it}) / (1 + R_t) \quad (1)$$

donde  $\gamma_{it}$  es el rendimiento del activo  $i$  y  $R_t$  es el rendimiento de la inversión pura, o activo de referencia.

Con el precio de costo del usuario definido con precisión, se puede elaborar un agregado para los flujos de servicios monetarios que rastreará estos flujos correctamente. Para ello se utiliza un índice Divisia. Para la construcción de índices Divisia, sea:

$$s_{it} = \pi_{it} m_{it} / \sum \pi_{jt} m_{jt} \quad (2)$$

donde  $m_{it}$  es el activo monetario nominal  $i$  en el momento  $t$ . Y entonces, el índice monetario Divisia es:

$$\ln M_t - \ln M_{t-1} = \sum_{t=1}^n s_{it} (\ln m_{it} - \ln m_{it-1}) \quad (3)$$

Aquí  $M_t$  es el índice de cantidad y  $s_{it}$  se define como  $s_{it} = 1/2(s_{it} + s_{it-1})$ . De la ecuación anterior, se puede ver que la tasa de crecimiento del índice es una suma ponderada de cada activo monetario  $i$ . Cada  $i$  tiene una participación en el costo de usuario y esta es precisamente su ponderación correspondiente en el índice Divisia. Finalmente, el índice de

precio de costo de usuario adjunto  $\Pi$  se define como:

$$\ln \Pi_t - \ln \Pi_{t-1} = \sum_{i=1}^n s_{it} (\ln \pi_{it} - \ln \pi_{it-1}) \quad (4)$$

La idea aquí es que los agentes sustituyan la tenencia de los activos monetarios que tienen los costos de usuario relativos más bajos siempre que haya un cambio en la tasa de interés propia de otro activo monetario componente. Esto refleja cómo los agentes tienen en cuenta los costos de oportunidad en su proceso de decisión.

### 3 Metodología

En esta sección discutimos los tres modelos diferentes que hemos utilizado para estimar los diferentes pronósticos de tipo de cambio bajo consideración y sus respectivas especificaciones.

#### 3.1 Tasa de interés descubierta

El UIP es un modelo que se ha estudiado repetidamente como una aproximación a la previsión de tipos de cambio. Este modelo implica la condición de no arbitraje de que el rendimiento esperado del tipo de cambio  $h$  períodos futuros es igual al diferencial de la tasa de interés, que se puede expresar como:

$$E_t(\ln e_{t+h} - \ln e_t) = i_t - i_t^* \quad (5)$$

donde  $E_t(\cdot)$  es la expectativa en el tiempo  $t$ , e  $i_t$  e  $i_t^*$  son las tasas de interés nacionales y extranjeras, respectivamente, o bien los precios de costo del usuario.

En una especificación que incluye una restricción de corrección de errores, escribimos la ecuación como

$$\ln e_{t+h} - \ln e_t = \alpha_0 + \alpha_1 (\ln e_t - \beta_0 - \beta_1 \ln \tilde{i}_t) + \epsilon_t \quad (6)$$

donde  $\tilde{i}_t$  es la tasa de interés relativa (nacional a extranjera).

#### 3.2 Precios rígidos

Como en [Frankel \(1979\)](#), podemos expandir el marco de la PPA para que los tipos de cambio también estén determinados por la oferta monetaria, la producción y las tasas de interés. Esto viene dado por la siguiente ecuación

$$\ln e_t = \ln m_t - \ln m_t^* - \phi (\ln y_t - \ln y_t^*) + \lambda (\ln i_t - \ln i_t^*) + \beta (\ln p_t - \ln p_t^*) \quad (7)$$

donde  $m_t$  and  $m_t^*$ ,  $y_t$  e  $y_t^*$ ,  $i_t$  and  $i_t^*$ , y  $p_t$  and  $p_t^*$  son, respectivamente, la oferta monetaria nacional y extranjera (o los agregados Divisia), la producción nacional y extranjera, las tasas de interés internas y externas (o los precios de costo del usuario) y los índices de precios nacionales y extranjeros.

Como en el caso anterior, utilizamos una forma restrictiva de corrección de errores del modelo:

$$\ln e_{t+h} - \ln e_t = \alpha_0 + \alpha_1(\ln e_t - \beta_0 - \beta_1 \ln \tilde{m}_t - \beta_2 \ln \tilde{y}_t - \beta_3 \ln \tilde{i}_t - \beta_4 \ln \tilde{p}_t) + \epsilon_t \quad (8)$$

donde  $\tilde{m}_t$ ,  $\tilde{y}_t$ ,  $\tilde{i}_t$  y  $\tilde{p}_t$  son los agregados de suma simple (o los agregados Divisia), la producción, las tasas de interés a corto plazo (o los precios de costo del usuario), y el índice de precios del consumidor nacionales y extranjeros, respectivamente.

### 3.3 Autorregresión de vectores bayesianos

Litterman (1986) introdujo el modelo BVAR con un prior de Minnesota. Como se describió anteriormente, se ha utilizado ampliamente en la predicción. Si el modelo es el siguiente

$$y = (I_m \otimes X)\alpha + \epsilon, \quad \epsilon \sim (0, \Sigma_\epsilon \otimes I_T) \quad (9)$$

entonces,  $y$  y  $\epsilon$  son  $mT \times 1$  vectores de variables dependientes y errores, respectivamente, y  $m$  es el número de variables y  $T$ , los períodos de tiempo.  $I_m$  es la matriz de identidad,  $X$  es la matriz de variables independientes y  $\alpha$  es un vector  $ml \times 1$  donde  $l$  es el número de rezagos. Más específicamente,  $\alpha = \bar{\alpha} + \xi_\alpha$  con  $\xi_\alpha \sim N(0, \Sigma_\alpha)$ , donde en el prior de Minnesota  $\bar{\alpha} = 0$  excepto  $\bar{\alpha}_{1i} = 1, i = 1, \dots, m$ ,  $\Sigma_\alpha$  es diagonal y cada elemento  $\sigma_{ij,l}$  (ecuación  $i$ , variable  $j$ , y rezago  $l$ ) es como sigue

$$\sigma_{ij,l} = \phi_0/h(l), \quad i = j \quad (10)$$

Si  $j$  es endógeno, entonces

$$\sigma_{ij,l} = \phi_0 \times \phi_1/h(l) \times (\sigma_j/\sigma_i)^2, \quad i \neq j \quad (11)$$

Y si  $j$  es exógeno, entonces

$$\sigma_{ij,l} = \phi_0 \times \phi_2 \quad (12)$$

En este caso  $\phi_0, \phi_1, \phi_2, (\sigma_j/\sigma_i)^2$  y  $h(l)$  son, respectivamente, hiperparámetros, un factor



de escala y una función de los rezagos  $l$ . Nótese que  $\phi_0$  mide la rigidez de la varianza del primer rezago,  $\phi_1$  es la rigidez relativa de cualquier otra variable y  $\phi_2$  es la rigidez relativa de las variables exógenas. Finalmente,  $h(l)$  es una medida de la rigidez relativa de la varianza de los rezagos.

El modelo utiliza las mismas variables que el SP. El número de rezagos es 5, haciendo un promedio de tres criterios de información.

### 3.4 Evaluación del desempeño fuera de la muestra: Raíz de error cuadrático medio

Para evaluar la precisión de cada modelo en el período fuera de la muestra (OOS), comparamos cada uno con un modelo de referencia que en este caso es la caminata aleatoria dada por

$$\ln e_{t+h} - \ln e_t = \epsilon_t \quad (13)$$

Siguiendo la metodología [Meese and Rogoff \(1983\)](#), tomamos la expectativa de la caminata aleatoria para que se convierta en un proceso de martingala. En otras palabras, el predictor del tipo de cambio  $h$  periodos futuros es cualquiera que sea el tipo de cambio en el momento  $t$ . Esto es, en términos más precisos, a lo que nos referimos cuando decimos que nuestro modelo de referencia es la caminata aleatoria.

Iniciamos el proceso de evaluación con la RMSE de cada uno de los modelos dividiéndolos por el RMSE de la caminata aleatoria. Una proporción de menos de uno indica que el modelo se está desempeñando mejor que la caminata aleatoria y viceversa. Esta función de pérdida es la opción estándar en la mayoría de los trabajos que se ocupan del pronóstico del tipo de cambio cuando se trata de la evaluación del desempeño, como se puede ver en [Rossi and Inoue \(2012\)](#). Evaluamos el desempeño OOS de cada modelo considerando siete horizontes,  $h = 1, 2, 3, 4, 6, 8, 12$  trimestres por delante.

## 4 Datos

Los datos de este trabajo fueron extraídos del anexo estadístico del Banco Central de Paraguay y del Federal Reserve Bank of Saint Louis' Federal Reserve Economic Data (FRED). Los agregados Divisia y los precios de costo del usuario para Estados Unidos fueron extraídos del sitio web del Center for Financial Stability. Los agregados Divisia y precios de costo del usuario para Paraguay son de elaboración propia.



## 5 Resultados

De manera a diferenciar los modelos estándar de aquellos que incluyen a los agregados Divisia y los precios de costo del consumidor, los primeros llevan las siglas UIP, SP y BVAR, y los segundos UIPUC, SPD y BVAR. Los pronósticos van desde el primer trimestre de 2005 hasta el primer trimestre de 2020. Más abajo, en el anexo, están graficados los pronósticos de cada modelo junto con los de la caminata aleatoria y el tipo de cambio realmente observado.

Como se puede observar en las tablas más abajo, dos de los tres modelos muestran que existe una ventaja en la utilización de los agregados de Divisia y los precios de costo del usuario en el corto plazo. En la tabla 1, en los primeros cuatro trimestres, el UIPUC produce mejores que pronósticos que el UIP y que la caminata aleatoria. Esto se revierte en la los últimos dos trimestres evaluados

En la tabla 2, vemos que ni el SP, ni el SPD mejoran los pronósticos de la caminata aleatoria, salvo una leve mejora en el primer trimestre por parte del SP.

En la tabla 3, se observa nuevamente que el BVAR es considerablemente mejor que el BVAR y que la caminata aleatoria en los primeros tres trimestres de pronóstico.

Table 1: Ratio trimestral USD/PYG UIP RMSE sobre RMSE de la RM

	UIP	UIPUC
1 trimestre	1.01295	0.99103
2 trimestres	1.00716	0.95049
3 trimestres	1.00684	0.91665
4 trimestres	1.01663	0.92246
6 trimestres	1.03359	1.02881
8 trimestres	0.98406	1.02885
12 trimestres	0.94661	1.04703

Table 2: Ratio trimestral USD/PYG SP RMSE sobre RMSE de la RM

	SP	SPD
1 trimestre	0.99685	1.05087
2 trimestres	1.03730	1.08892
3 trimestres	1.07873	1.11735
4 trimestres	1.15444	1.20269
6 trimestres	1.25263	1.26373
8 trimestres	1.25578	1.25682
12 trimestres	1.38319	1.39327

Table 3: Ratio trimestral USD/PYG BVAR RMSE sobre RMSE de la RM

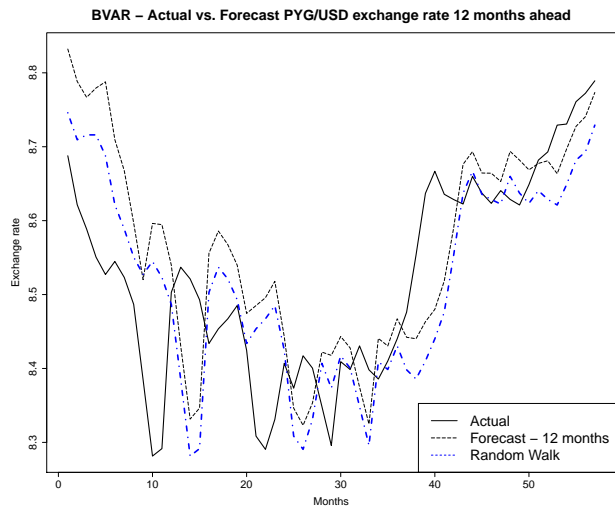
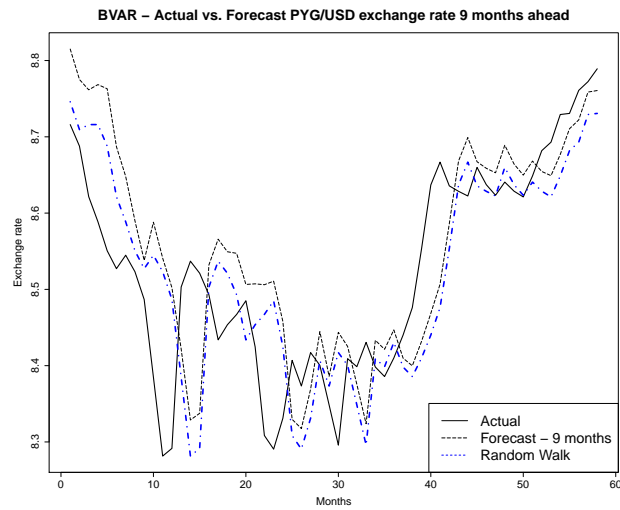
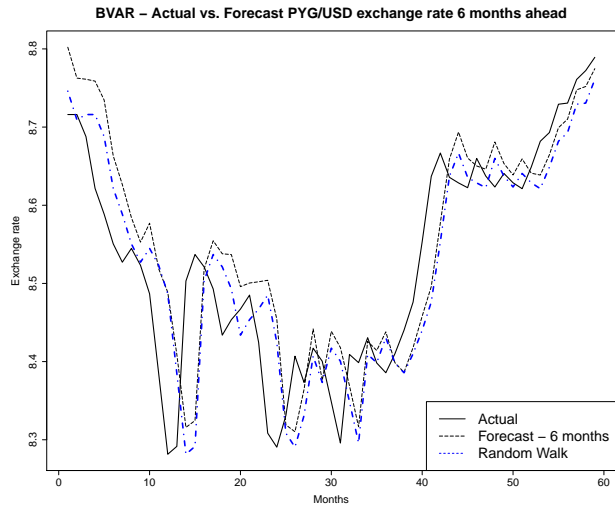
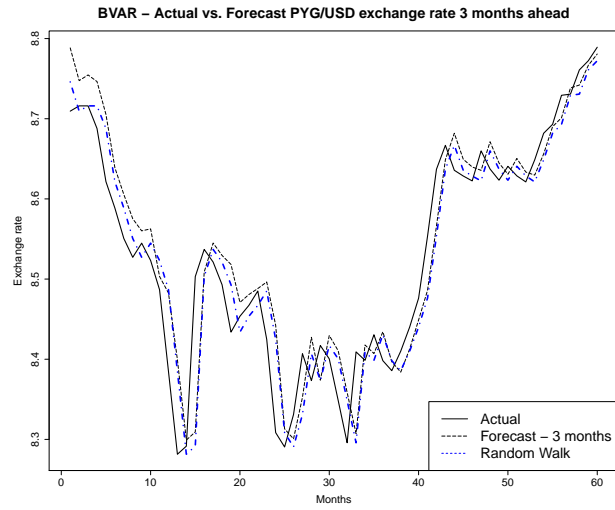
	BVAR	BVARD
1 trimestre	1.05033	0.37807
2 trimestres	1.04751	0.76027
3 trimestres	1.06812	0.95956
4 trimestres	1.09848	1.09323
6 trimestres	1.06441	1.17251
8 trimestres	1.16239	1.15408
12 trimestres	1.20602	1.23270

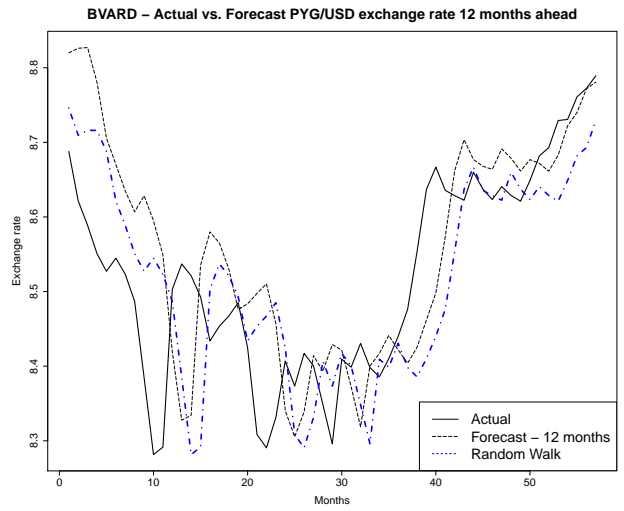
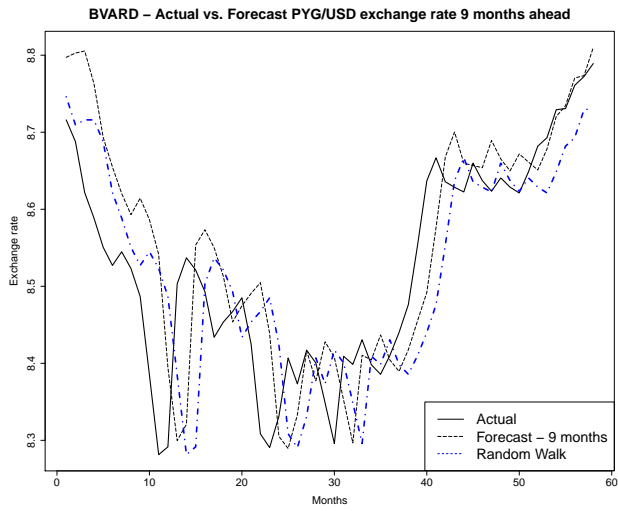
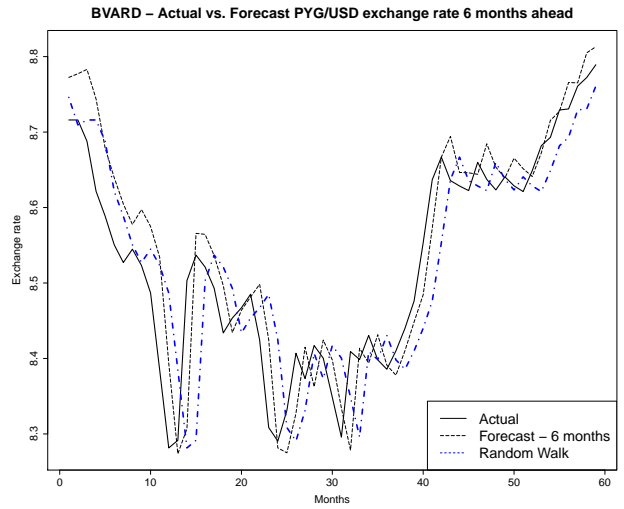
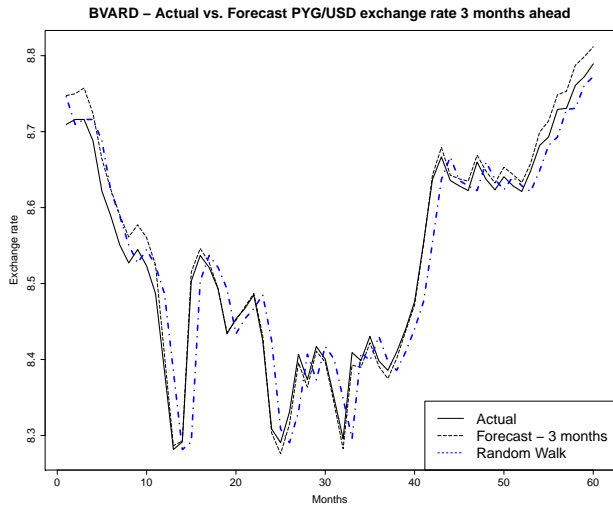
## 6 Conclusión

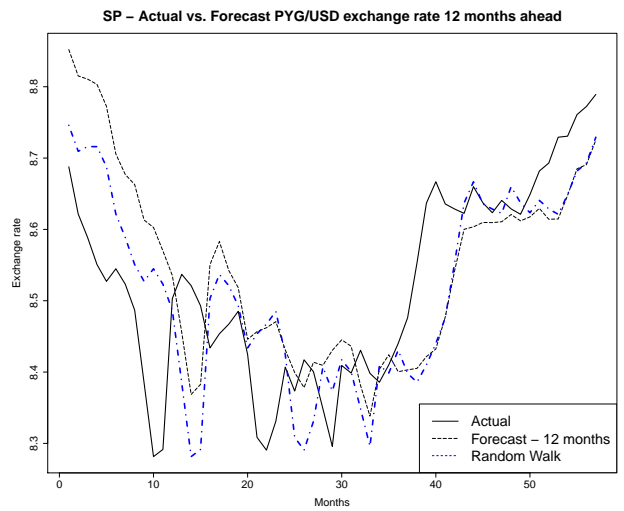
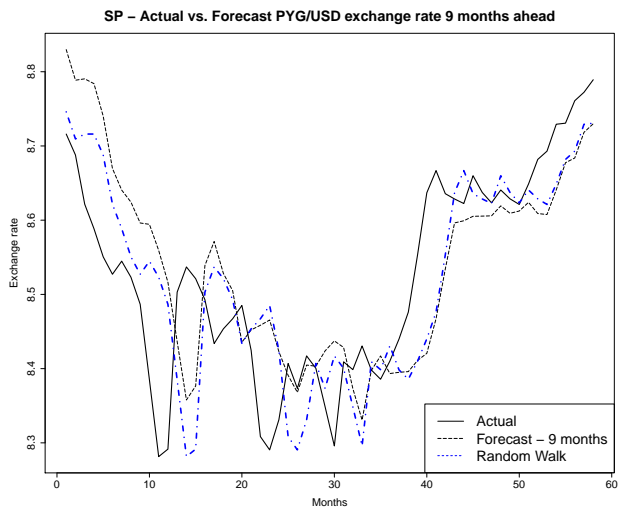
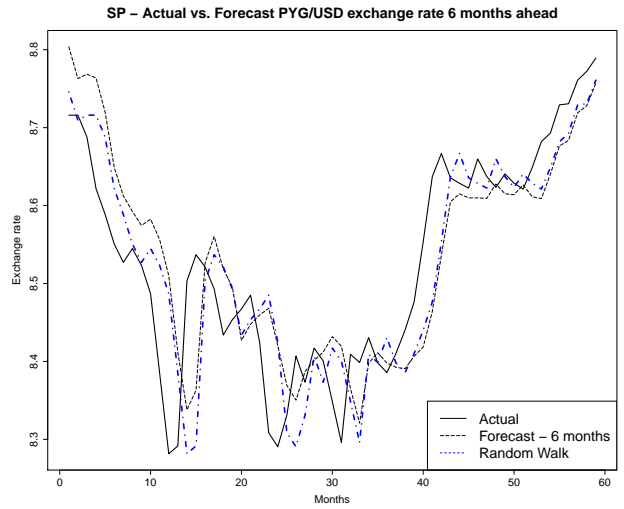
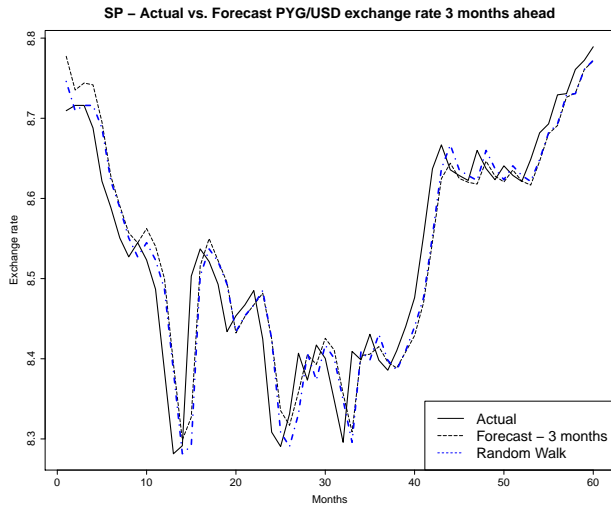
La discusión académica sobre el pronóstico del tipo de cambio existe desde hace más de un siglo. En todo este tiempo, los argumentos a favor y en contra de la posibilidad de poder producir pronósticos significativos han ido y venido, y la fuerza de cualquiera de los argumentos ha disminuido o crecido, según el contexto. La convención en la profesión parece estar anclada en la idea de que el rompecabezas de Meese y Rogoff es válido y que no existe un método coherente de pronóstico. En ese sentido, el presente estudio va contra la corriente, por así decirlo, al argumentar que podemos contribuir a encontrar la elusiva metodología de pronóstico que se adaptará a diferentes contextos para los mercados emergentes, en particular, los de América del Sur.

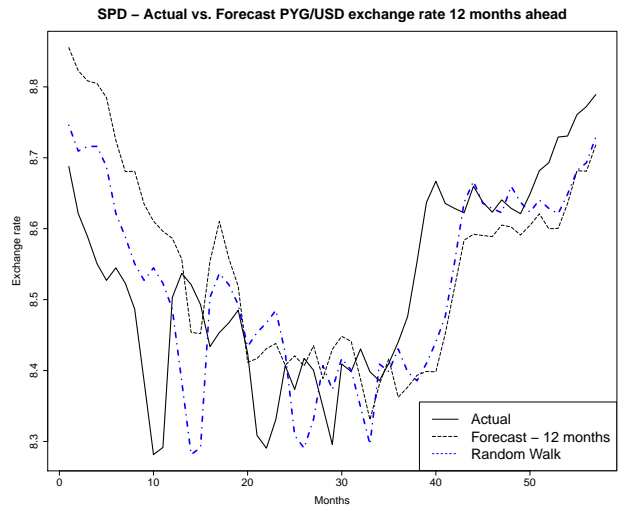
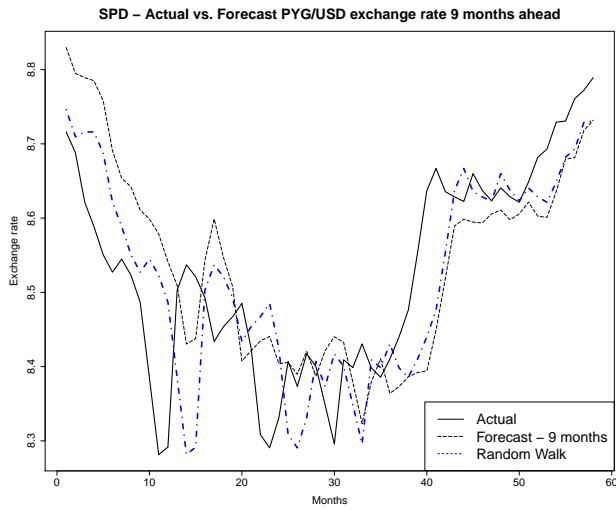
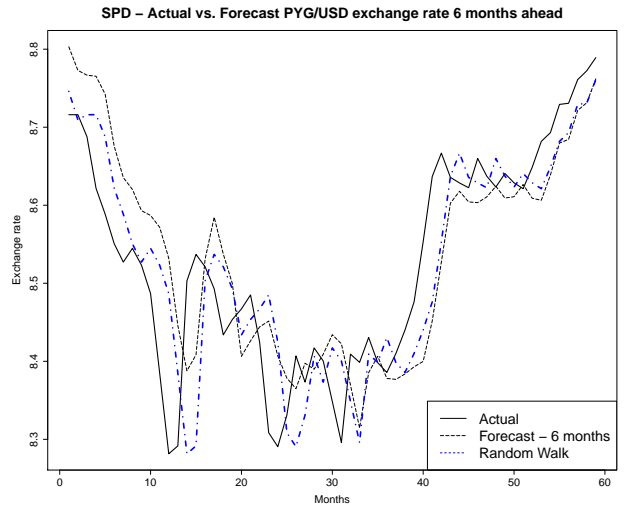
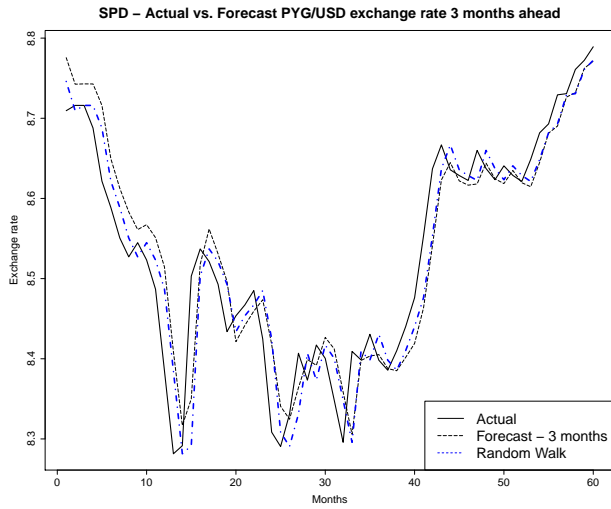
El hecho de que los modelos UIPUC y BVARD produzcan mejores que resultados que la caminata aleatoria en el corto plazo indica, al menos de manera circunstancial, que los agregados Divisia y los precios de costo del usuario podrían ser variables útiles al momento de hacer pronósticos del tipo de cambio. Asimismo, se debe resaltar que el modelo UIP supera a la caminata aleatoria en el largo plazo, lo cual le da mayor soporte a la utilización de este supuesto en los modelos internos del Banco Central del Paraguay.

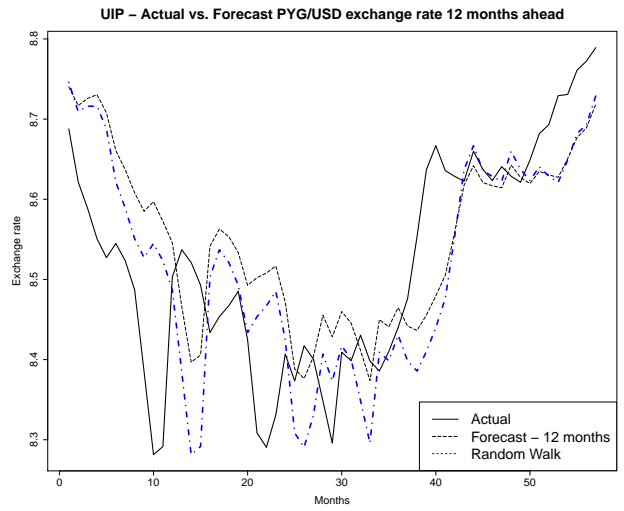
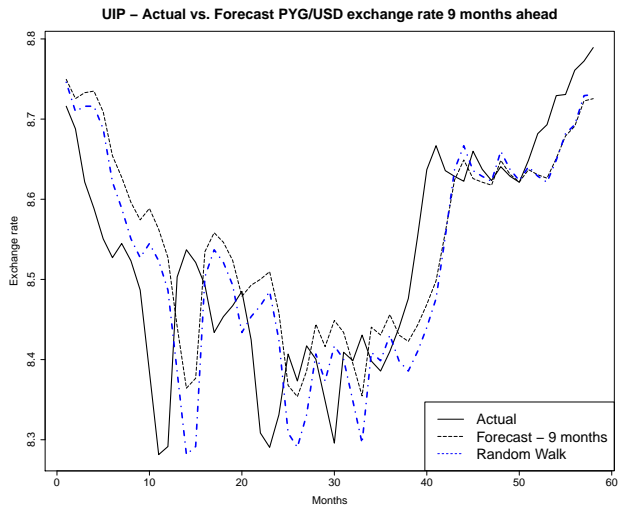
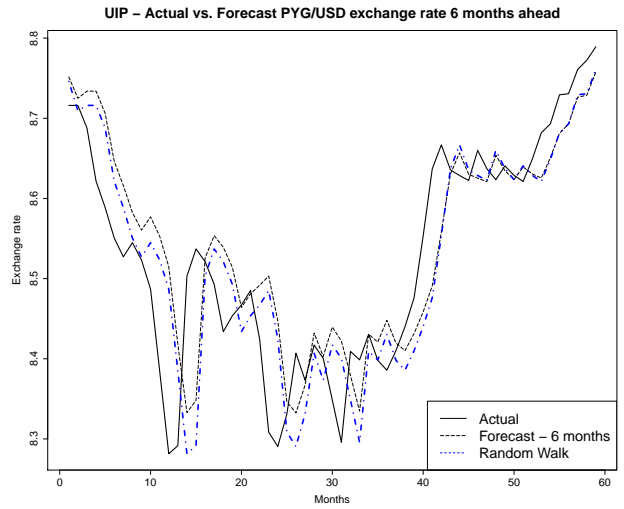
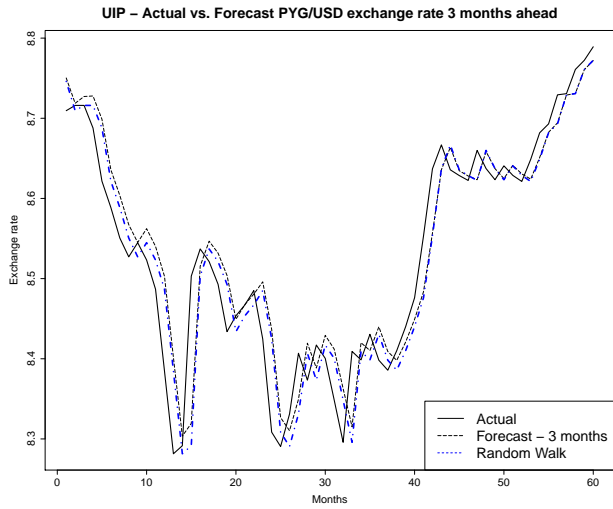
# 7 Anexo: Gráficos



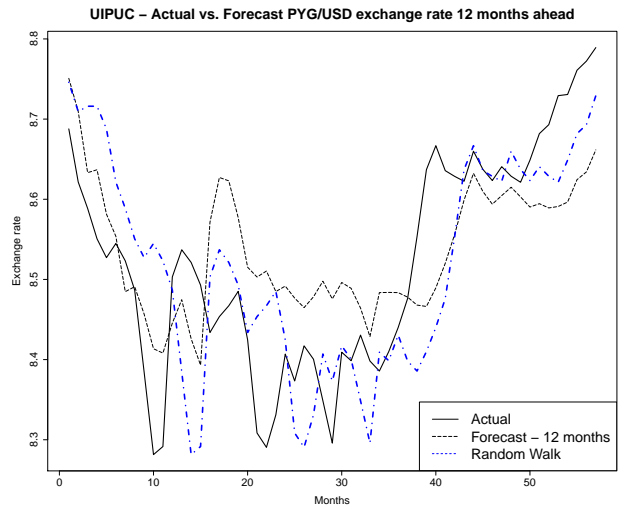
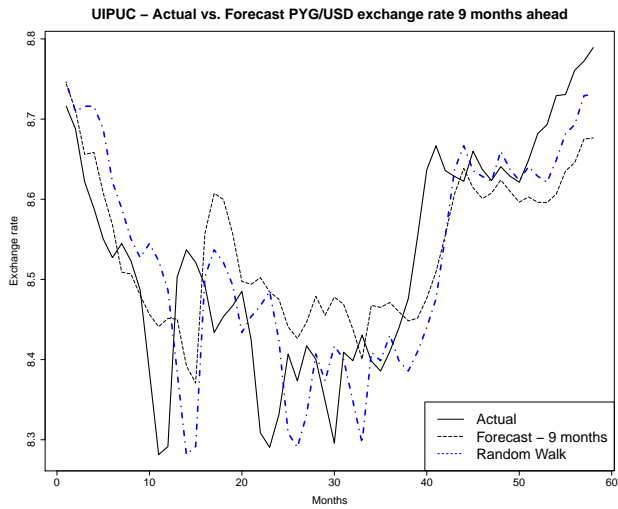
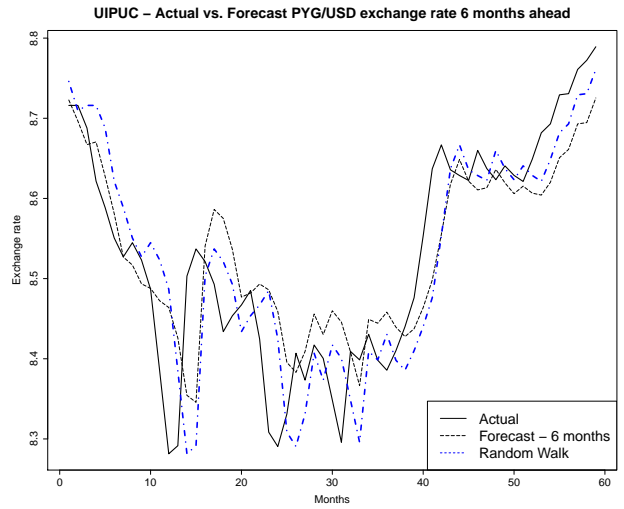
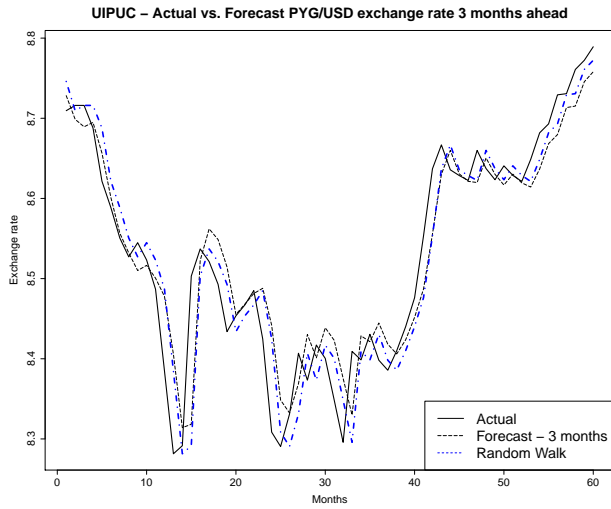












## References

- Barnett, W. A. (1978). The user cost of money. *Economics letters*, 1(2):145–149.
- Barnett, W. A. (1980). Economic monetary aggregates: An application of aggregation and index number theory. *Journal of Econometrics*, 14:11–48.
- Barnett, W. A. and Kwag, C. (2005). Exchange rate determination from monetary fundamentals: an aggregation theoretic approach. *Frontiers in Finance and Economics*, page P4.
- Carriero, A., Kapetanios, G., and Marcellino, M. (2009). Forecasting exchange rates with a large bayesian var. *International Journal of Forecasting*, 25(2):400–417.
- Cassel, G. (1918). Abnormal deviations in international exchanges. *The Economic Journal*, 28(112):413–415.
- Cheung, Y.-W., Chinn, M. D., and Pascual, A. G. (2005). Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive? *Journal of international money and finance*, 24(7):1150–1175.
- Frankel, J. A. (1979). On the mark: A theory of floating exchange rates based on real interest differentials. *The American Economic Review*, 69(4):610–622.
- Keynes, J. M. (1923). *A tract on monetary reform*. London, Macmillan.
- Lam, L., Fung, L., and Yu, I.-w. (2008). Comparing forecast performance of exchange rate models. *Available at SSRN 1330705*.
- Litterman, R. B. (1986). Forecasting with bayesian vector autoregressions—five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1):25–38.
- Lothian, J. R. and Wu, L. (2011). Uncovered interest-rate parity over the past two centuries. *Journal of International Money and Finance*, 30(3):448–473.
- Malkiel, B. G. and Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, 25(2):383–417.
- Meese, R. A. and Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? *Journal of international economics*, 14(1-2):3–24.
- Rossi, B. and Inoue, A. (2012). Out-of-sample forecast tests robust to the choice of window size. *Journal of Business & Economic Statistics*, 30(3):432–453.

Wright, J. H. (2008). Bayesian model averaging and exchange rate forecasts. *Journal of Econometrics*, 146(2):329–341.