

Reglas de Taylor y previsibilidad
fuera de muestra de la tasa de
cambio en Latinoamérica

Por:
Daniel Andres Jaimes Cárdenas
Jair Ojeda Joya

Núm. 619
2010

Borradores de ECONOMÍA



ta - Colombia - Bogotá - Col



REGLAS DE TAYLOR Y PREVISIBILIDAD FUERA DE MUESTRA DE LA TASA DE CAMBIO EN LATINOAMÉRICA[◇]

DANIEL ANDRÉS JAIMES CÁRDENAS[‡]

JAIR OJEDA JOYA[†]

BANCO DE LA REPÚBLICA

RESUMEN. El presente trabajo estudia un modelo sustentado en los fundamentos de la regla de Taylor para evaluar la previsibilidad de la tasa de cambio nominal de seis divisas latinoamericanas - el peso argentino, el peso chileno, el peso colombiano, el peso mexicano, el peso uruguayo y el real brasileño - con respecto al dólar norteamericano. Se utilizaron pruebas econométricas para comparar el poder de predicción del modelo estructural con respecto a una caminata aleatoria en horizontes de pronóstico de un mes. Los resultados muestran que el modelo basado en las reglas de Taylor permite obtener pronósticos fuera de muestra superiores a los realizados por un modelo de caminata aleatoria para las seis divisas bajo estudio. Este resultado es robusto a distintas especificaciones del modelo las cuales consideran entre otros, coeficientes heterogéneos y la inclusión de la tasa de cambio real en la regla de política monetaria. Este resultado, a su vez, contrasta con la baja capacidad predictiva encontrada en los modelos tradicionales basados en los fundamentos de la paridad no cubierta de la tasa de interés, la paridad de poder adquisitivo, y del modelo monetario con precios flexibles. La metodología utilizada sigue de cerca la utilizada por Molodtsova y Papell (2009) para países desarrollados.

Palabras Clave: Previsibilidad fuera de muestra, Tasa de cambio nominal, Regla de Taylor.

Código de Clasificación JEL: C2 E5 F3

[◇] La serie Borradores de Economía es una publicación de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Los trabajos son de carácter provisional, las opiniones y posibles errores son responsabilidad exclusiva de los autores y sus contenidos no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Los autores agradecen los comentarios de Luis Fernando Melo y Enrique López en una versión preliminar de este documento.

[‡] Pasante de la Unidad de Investigaciones, Banco de la República. Bogotá D.C. - Colombia. Email: da-jaimesc@unal.edu.co.

[†] Investigador junior de la Unidad de Investigaciones, Banco de la República. Bogotá D.C. - Colombia. Email: jojedajo@banrep.gov.co.

1. INTRODUCCIÓN

El ejercicio de pronóstico de la tasa de cambio a corto plazo sustentado en los fundamentos de la economía ha sido singularmente infructuoso, sin embargo, una aproximación teórica reciente a este problema ha generado resultados que dilucidan posibilidades de previsibilidad de la tasa de cambio basado en los movimientos de ciertos fundamentos. Esta reciente aproximación teórica se sustenta en la regla de Taylor, su efecto sobre la determinación de la tasa de interés de corto plazo y el efecto de los diferenciales de interés en el precio de la divisa doméstica o foránea.

A partir de Taylor (1993), se ha configurado una descripción de la política monetaria que ajusta la tasa de interés como instrumento de política a cambios en la inflación y la actividad económica, esta última descrita mediante la brecha del producto. Al conectar las decisiones de la tasa de interés directamente con la inflación y la actividad económica, la regla de Taylor ofrece una herramienta útil para estudiar la política monetaria mientras se abstrae de detalles de la demanda y oferta de dinero. Y adicionalmente, parece ser considerablemente valiosa a la hora de ser incluida en los estudios de previsibilidad de la tasa de cambio.

El presente trabajo expone un modelo que usa los fundamentos del diferencial de la tasa de interés interna y externa, y supone que las autoridades monetarias siguen una regla de Taylor. Los resultados muestran evidencia estadística de capacidad predictiva superior frente a los pronósticos generados por una caminata aleatoria, de la variación de la tasa de cambio nominal en una muestra de seis divisas latinoamericanas - el peso argentino, el peso chileno, el peso colombiano, el peso mexicano, el peso uruguayo y el real brasileño - con respecto al dólar norteamericano. Este modelo sigue de cerca la propuesta de Molodtsova y Papell (2009) en lo concerniente a las posibles especificaciones de la regla de Taylor, los modelos alternativos a comparar y el horizonte de pronóstico de un mes. Los modelos alternativos están basados en los fundamentos de la paridad no cubierta de intereses (PNCI), los fundamentos de la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA) y los fundamentos monetarios de la especificación Frenkel-Bilson de precios flexibles.

Dentro del procedimiento econométrico se realiza la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de los modelos estructurales considerados y la comparación de estos, mediante la evaluación de los pronósticos fuera de muestra. Esta comparación se lleva a cabo mediante la prueba propuesta por Clark y West (2006, 2007) que detalla el diferencial del error cuadrático medio de predicción entre los pronósticos de los modelos estimados y aquellos generados por una caminata aleatoria.

Para evaluar la robustez de los resultados previos, se implementan las pruebas de Hansen (2005), y Hubrich y West (2009) de comparación múltiple que evalúan la capacidad predictiva entre la caminata aleatoria y un grupo de modelos alternativos. Por último se presentan los coeficientes estimados de la regla de Taylor de la especificación con mayor capacidad predictiva, para evaluar la coherencia entre los movimientos de los fundamentos de la regla de Taylor y el movimiento esperado de la tasa de cambio nominal.

El presente trabajo está ordenado de la siguiente manera. La revisión de la literatura relacionada con la previsibilidad de la tasa de cambio nominal mediante fundamentos económicos y la aproximación teórica usada, es presentada en la sección 2. La descripción teórica de los modelos de pronóstico a comparar con la caminata aleatoria se realiza en la sección 3. En la sección 4, se expone los componentes metodológicos de estimación y realización de pronósticos junto con el detalle de los datos usados. La presentación de los resultados de comparación predictiva de las pruebas

implementadas y el análisis de los coeficientes estimados como de sensibilidad de los resultados al tamaño de la ventana de estimación, se encuentran en la sección 5. La sección 6 concluye.

2. REVISIÓN DE LITERATURA

La literatura acerca de la previsibilidad de la tasa de cambio, especialmente la búsqueda de modelos que se desempeñen mejor a una caminata aleatoria, es extensa por lo tanto nos referiremos a aquellas investigaciones que se acerquen en mayor medida al objetivo de este trabajo. Inicialmente Meese y Rogoff (1983) evalúan para la tasa de cambio nominal dólar/marco, dólar/libra, dólar/yen y el dólar ponderado comercialmente, la capacidad predictiva de un conjunto de modelos. Estos modelos incluyen la especificación monetaria Frenkel-Bilson de precios flexibles, la especificación monetaria Dornbusch-Frankel de precios rígidos, la especificación monetaria Hooper-Morton de precios rígidos de los activos, y un grupo de seis modelos univariados y multivariados frente a una caminata aleatoria. Los resultados de este estudio encuentran que los pronósticos arrojados por una caminata aleatoria no son inferiores a ninguno de los pronósticos de los modelos alternativos. Este resultado conllevó al dilema de previsibilidad a corto plazo que ha marcado la investigación reciente, entorno a encontrar un modelo estructural que se desempeñe mejor que una caminata aleatoria.

Mark (1995) presenta evidencia estadística de capacidad predictiva superior de los modelos basados en los fundamentos monetarios frente a una caminata aleatoria para más de dos trimestres adelante, sin embargo, dicha evidencia no es robusta al horizonte de pronóstico. Esta condición se sustenta con los resultados de Vitek (2005) que evaluando tanto la versión con precios rígidos como con precios flexibles del modelo monetario no encuentra evidencia de superioridad frente a una caminata aleatoria para 18 divisas par a par con el dólar norteamericano.

Trabajos posteriores como Mark y Sul (2001), Grown (2005), Cerra y Saxena (2008) han reforzado la conclusión que en términos de capacidad predictiva, los modelos sustentados en los fundamentos monetarios, se desempeñan de manera superior para horizontes de pronósticos largos. Sin embargo, esa conclusión viene acompañada con el pobre desempeño de los mismos para horizontes cortos como un mes.

Adicionalmente, existen aproximaciones teóricas diferentes que se sumergen en este dilema de previsibilidad como las presentadas por Wu y Hu (2009) o Gourinchas y Rey(2007). El primer trabajo al evaluar la relación entre la tasa de cambio nominal y los fundamentos del mercado, enfatiza la importancia del efecto Harrod-Balassa-Samuelson para modelar las desviaciones de la paridad de poder adquisitivo, encontrando evidencia solida de superioridad del modelo alternativo frente a la caminata aleatoria para el mediano y largo plazo, y evidencia parcial para el corto plazo. Mientras en Gourinchas y Rey (2007) los movimientos en la tasa de cambio se explican por un modelo de ajuste financiero internacional que relaciona dichos movimientos con un desequilibrio de las cuenta externas del país.

Cheung, Chinn y Pascual (2005), Engel, Mark y West (2007) y Rogoff y Stavrakeva (2008) presentan diferentes aproximaciones teóricas, entre las que revisan modelos monetarios, de balance externo y de composición múltiple que se sustentan en modelaciones econométricas y métodos de evaluación alternativos, ejemplo datos panel y el uso de métricas para la dirección de cambio como pruebas de consistencia entre otros. Los resultados muestran no ser robustos al horizonte

de pronóstico, el periodo evaluado o al método de comparación entre el modelo de referencia y el modelo alternativo.

Molodtsova, Nikolsko-Rzhevskyy y Papell (2008) estiman un modelo estructural para la tasa de cambio dólar/marco sustentando en los fundamentos de la regla de Taylor. Para ambos países usan datos en tiempo real, siguiendo la recomendación de Faust, Rogers y Wright (2003), en lugar de datos revisados. Encuentran evidencia, a través de la prueba Clark y West (2006, 2007), de previsibilidad superior del modelo alternativo frente a la caminata aleatoria para un trimestre adelante, usando en la especificación de la regla de Taylor además de la inflación y la brecha del producto doméstica y foránea, la tasa de cambio real.

En una investigación subsecuente, Molodtsova y Papell (2009) usan los fundamentos de la regla de Taylor en el pronóstico un mes adelante de la tasa de cambio nominal para doce divisas par a par con el dólar norteamericano encontrando evidencia de previsibilidad superior de esta especificación frente a una caminata aleatoria y frente a modelos basados en los fundamentos monetarios. Los resultados son robustos tanto a pruebas de comparación uno a uno como de comparación múltiple para nueve de las doce divisas. Además la especificación recoge un componente de ajuste gradual de la tasa de interés.

Los estudios que han realizado este tipo de análisis a economías en desarrollo son relativamente escasos. En especial, los que se circunscriben a comparaciones usando como modelo de referencia una caminata aleatoria y horizontes de pronóstico cortos. En este trabajo se referencia el trabajo realizado por Ferreira (2006) que evalúa la capacidad predictiva del modelo monetario tradicional de precios flexibles para una muestra constituida tanto de países industrializados como emergentes, en los que se encuentran Chile, Sudáfrica, Malasia y Turquía. El trabajo muestra, a partir de técnicas panel, evidencia de previsibilidad a largo plazo a favor del modelo monetario para países desarrollados pero no para las economías emergentes debido, como él lo sugiere, a regímenes arbitrados.

Otro trabajo que encaja en este tipo de literatura para países en desarrollo, es el realizado por Sarmidi (2008) el cual investiga la previsibilidad de la tasa de cambio usando fundamentos monetarios de tres especificaciones diferentes - precios rígidos, flexibles y relativos - para Chile, Uruguay, Filipinas, Tailandia, Israel, Marruecos, Sudáfrica y Túnez. Sarmidi (2008) encuentra que el modelo con precios rígidos se desempeña mejor para pronóstico un trimestre adelante, evaluando el pronóstico a través de la U-Theil y la raíz del error cuadrático medio de predicción.

3. MODELOS EVALUADOS

3.1. Fundamentos de la regla de Taylor. Este enfoque tiene como propósito vincular el comportamiento de la tasa de cambio nominal con los fundamentos que rigen la tasa de interés, en un país que diseña la política de esta variable de acuerdo a lo propuesto por Taylor (1993). La propuesta original concibe una regla de política monetaria simple, donde los bancos centrales determinan su tasa de interés como vehículo de política, de la siguiente manera:

$$(3.1) \quad i_t^* = \pi_t + \gamma(\pi_t - \pi_t^*) + \xi y_t + r^*$$

Donde i_t^* es la meta de la tasa de interés nominal a corto plazo, π_t es la inflación en el periodo t, π_t^* es la meta de inflación determinada para el periodo t, y_t es la brecha del producto en el periodo t entendida como la desviación porcentual del nivel actual del producto interno bruto real (PIB) de un estimativo de un nivel potencial, y r^* es el nivel de equilibrio de la tasa de interés real. No hay distinción entre el objetivo de la tasa de interés nominal para el periodo t y el nivel realmente acontecido, debido a que se supone que dicho objetivo es logrado por la autoridad monetaria dentro del periodo presupuestado.

Esta propuesta de política determina que la tasa de interés debe adecuarse en un nivel tal, que corrija las desviaciones de la inflación y del producto interno bruto real de unos objetivos de política. Así el banco central debe aumentar la tasa de interés si hay una desviación positiva de la inflación objetivo o del PIB potencial ($\gamma > 0$, $\xi > 0$). Tanto la meta de inflación (π_t^*) como la brecha del producto (y_t) deseadas son preconcebidas por la autoridad monetaria. Usualmente, es posible proponer un valor pequeño pero positivo para la meta de inflación y un valor de 0, siguiendo la hipótesis de la tasa natural, para la brecha del producto pretendida. Taylor plantea a su vez, en este esquema, que las ponderaciones que se le adjudican a ambas desviaciones en la función de la tasa de interés son idénticas ($\gamma = \xi = 0,5$) y que el nivel de equilibrio de la tasa de interés real como de la meta de inflación es igual a 2%.

Dado que tanto π_t^* como r^* son valores predeterminados pueden ser agrupados en una constante tal que $\mu = r^* - \gamma\pi_t^*$, lo que permite reescribir la Ecuación (3.1):

$$(3.2) \quad i_t^* = \mu + \delta\pi_t + \xi y_t$$

Donde $\delta = 1 + \gamma$.

De este modo $\delta > 1$, esta condición es conocida como el *Principio de Taylor*, según el cual a un aumento de la inflación registrada sobre su nivel objetivo, debe corresponder una acción de la autoridad monetaria más que proporcional a través del aumento de la tasa de interés. Al satisfacerse este principio, se suavizan las fluctuaciones sobre la inflación y el producto debido al efecto de choques, y se garantiza la existencia de un equilibrio de expectativas racionales.

Siguiendo a Clarida, Gali y Gertler (1998), a esta especificación base se le puede adicionar la tasa de cambio real entendida como la tasa de cambio nominal ajustada por el nivel de precios relativo, de esta manera la especificación aumentada es:

$$(3.3) \quad i_t^* = \mu + \delta\pi_t + \xi y_t + \eta q_t$$

La lógica tras esta inclusión considera que la autoridad monetaria realiza movimientos en la tasa de interés buscando mantener la tasa de cambio real a su nivel de paridad de poder adquisitivo (PPA). De esta manera habrá un incremento de la tasa de interés si la tasa de cambio real está depreciada respecto al nivel de paridad. No obstante, conforme a Molodtsova y Papell (2009), esta especificación será usada para países diferentes a los Estados Unidos.

La regla de Taylor puede ser estimada permitiendo que la tasa de interés nominal objetivo se ajuste gradualmente hasta lograr la meta deseada, para ello siguiendo a Clarida, Gali y Gertler (1998), la tasa de interés nominal observable en el periodo t , i_t , se asume, tiende hasta i_t^* de la forma:

$$(3.4) \quad i_t = (1 - \rho)i_t^* + \rho i_{t-1}$$

Sustituyendo la Ecuación (3.3) en la Ecuación (3.4),

$$(3.5) \quad i_t = (1 - \rho)(\mu + \delta\pi_t + \xi y_t + \eta q_t) + \rho i_{t-1}$$

Donde $\eta = 0$ para los Estados Unidos.

La expresión predictiva sobre la tasa de cambio derivada de la regla de Taylor, parte del diferencial de las funciones de reacción de tasa de interés de un país foráneo j y los Estados Unidos, considerado este último como el país doméstico. Al sustraer la función del país foráneo a la función del país doméstico tenemos:

$$(3.6) \quad i_t - \bar{i}_t = \alpha + \alpha_{us}\pi_t - \alpha_{j\pi}\bar{\pi}_t + \alpha_{usy}y_t - \alpha_{jy}\bar{y}_t - \alpha_{jq}\bar{q}_t + \rho_{usi-1}i_{t-1} - \rho_{ji-1}\bar{i}_{t-1}$$

Donde el subíndice us y j denotan los coeficientes para Estados Unidos y el país j respectivamente, y $\alpha = \mu(1 - \rho)$, $\alpha_{\pi} = \delta(1 - \rho)$, $\alpha_y = \xi(1 - \rho)$ y $\alpha_q = \eta(1 - \rho)$. Las variables con barra superior corresponden a variables del país foráneo j . Usando este diferencial de tasas de interés es posible formalizar una herramienta de pronóstico para la variación de la tasa de cambio nominal.

La paridad no cubierta de intereses (PNCI) es una condición de equilibrio en el mercado de divisas en la cual los depósitos de todas las divisas ofrecen la misma tasa de rentabilidad esperada y por lo tanto, la tasa de retorno de depósitos domésticos (i_t) es aproximadamente igual a la tasa de retorno de depósitos foráneos (\bar{i}_t) mas la tasa de depreciación de la divisa del país doméstico frente a la divisa extranjera (Δs_{t+1}).

De esta manera, bajo PNCI, un aumento del diferencial de las tasas de interés interna y externa conlleva a una inmediata apreciación y una futura depreciación de la divisa doméstica, reflejando en primer lugar, el apetito inicial por tenencias en la moneda doméstica y en segundo lugar, el movimiento que equipara la tasa de rentabilidad esperada haciendo igualmente deseables las tenencias en ambos países. Así, se puede reemplazar el diferencial de las tasas de interés en la Ecuación (3.6) por la variación de la tasa de cambio nominal:¹

¹En Molodtsova y Papell (2009), la ecuación a ser estimada difiere en signos sustentado en una violación de la PCNI debido a la evidencia en los países desarrollados que dicha paridad no se mantiene en el corto plazo y una justificación teórica de la literatura del *forward premium puzzle*. Debido a que la evidencia no es clara para los países en desarrollo los signos van, inicialmente, en concordancia con lo propuesto en un esquema donde se mantiene la paridad no cubierta de intereses.

$$(3.7) \quad \Delta s_{t+1} = \omega + \omega_{us\pi}\pi_t - \omega_{j\pi}\bar{\pi}_t + \omega_{usy}y_t - \omega_{jy}\bar{y}_t - \omega_{jq}\bar{q}_t + \omega_{usi-1}i_{t-1} - \omega_{ji-1}\bar{i}_{t-1} + \vartheta_t$$

Donde s_t es el logaritmo de la tasa de cambio nominal del dólar y así un aumento en s_t corresponde a una depreciación del dólar norteamericano frente a la divisa del país j.

Debido a las múltiples opciones que pueden ser consideradas dentro de la fijación de la tasa de interés siguiendo una regla de Taylor, especialmente la posibilidad de variables adicionales, se emplean ciertas especificaciones que se derivan de la Ecuación (3.6) que recogen a grandes rasgos estas posibles variaciones:

- Si a la par que la autoridad monetaria del país doméstico, la autoridad monetaria del país foráneo no considera, dentro del comportamiento de la tasa de interés, la tasa de cambio real entonces $\eta = \omega_{jq} = 0$. Esta especificación recibe el nombre *simétrica*, en caso contrario la especificación será *asimétrica*.
- Si la tasa de interés se ajusta inmediatamente a la tasa de interés objetivo entonces $\omega_{usi-1} = \omega_{ji-1} = 0$. Esta especificación recibe el nombre *sin suavizamiento*, en caso contrario la especificación será *con suavizamiento*.
- Si los coeficientes correspondientes a la inflación, la brecha del producto y la tasa de interés rezagada son iguales tanto para el país doméstico como para el país foráneo j entonces $\omega_{us\pi} = \omega_{j\pi}, \omega_{usy} = \omega_{jy}$ y $\omega_{usi-1} = \omega_{ji-1}$ se estima un modelo basado en la inflación, brecha del producto y tasa de interés rezagada relativa. Esta especificación recibe el nombre *homogénea*, en caso contrario la especificación será *heterogénea*.
- Si junto con una especificación homogénea se tienen que el nivel objetivo de la inflación y el nivel de equilibrio de la tasa de interés real son iguales tanto para el país doméstico como para el país foráneo j entonces $\omega = 0$. Esta especificación recibe el nombre *sin constante*, en caso contrario la especificación se hará *con constante*.

3.2. Fundamentos de la Paridad no Cubierta de Intereses (PNCI). Según la PNCI, la variación esperada de la tasa de cambio nominal es igual al diferencial entre la tasa de interés doméstica y la tasa de interés foránea. Si asumimos que dicha paridad se mantiene, puede ser usada como herramienta predictiva. Siguiendo a Molodtsova y Papell (2009), se estima:

$$(3.8) \quad \Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(i_t - \bar{i}_t) + \epsilon_t$$

Donde s_t es el logaritmo de la tasa de cambio nominal del país doméstico para el periodo t, i_t es el nivel de la tasa de interés del país doméstico para el periodo t y \bar{i}_t es el nivel de la tasa de interés del país foráneo para el periodo t.

Si la PNCI se mantiene, un diferencial de las tasas de interés positivo conlleva a una reducción pronosticada del valor de la divisa doméstica, equivalente $\alpha \simeq 0$ y $\beta \simeq 1$.

3.3. Fundamentos Monetarios. Siguiendo a Molodtsova y Papell(2009), la especificación con fundamentos monetarios se basa en el modelo monetario Frenkel-Bilson con precios flexibles. Al considerar esta especificación, bajo la paridad del poder adquisitivo (PPA) y la paridad no cubierta

de intereses (PNCI), el tipo de cambio se deriva de los fundamentos monetarios, cuya principal componente es la cantidad de dinero relativa. En este esquema, la tasa de cambio es el precio relativo entre dos divisas y el comportamiento de la misma depende de la demanda y oferta de dinero relativa en ambos países.

Para evaluar la capacidad de pronóstico fuera de muestra de esta especificación se seguirá el marco propuesto por Mark (1995). De este modo se plantea que el nivel de la tasa de cambio retorna a un nivel fundamental a lo largo del tiempo, y por lo tanto el estado actual de la tasa de cambio puede ser caracterizado como la desviación del nivel de equilibrio pronosticado por el modelo monetario de referencia. Así, la variación h-periodos se explica por una función de desviación entre el valor actual y el valor dictaminado por los fundamentos.

$$(3.9) \quad s_{t+h} - s_t = \alpha_h + \beta_h z_t + v_{t+h,t}$$

Donde $z_t = f_t - s_t$ y f_t es el nivel de equilibrio a largo plazo de la tasa de cambio nominal regida por los fundamentos especificados en el modelo.

El nivel de equilibrio dictaminado por el modelo monetario de precios flexibles, considera que el equilibrio del mercado de dinero del país doméstico como del país foráneo esta dado por:

$$(3.10) \quad m_t = p_t + ky_t - hi_t$$

$$(3.11) \quad \bar{m}_t = \bar{m}_t + \bar{k}\bar{y}_t - \bar{h}\bar{i}_t$$

Donde m_t , p_t , y_t son los logaritmos de la oferta de dinero, el nivel de precios y el ingreso respectivamente en el periodo t ; i_t es el nivel de la tasa de interés en el periodo t , k la elasticidad de demanda dinero-ingreso y h la elasticidad de demanda dinero-tasa de interés. Las mismas definiciones aplican para el país foráneo cuyas variables corresponden a aquellas con barra superior.

El valor fundamental derivado del equilibrio en el mercado de dinero en ambos países corresponde a:

$$(3.12) \quad f_t = (m_t - \bar{m}_t) - k(y_t - \bar{y}_t)$$

En la construcción del valor fundamental a la hora de estimarse el modelo, se consideran tres valores fijos para la elasticidad demanda por dinero-ingreso, k , siendo 0, 1 ó 3.

3.4. Fundamentos de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA). La evaluación de la capacidad predictiva de los fundamentos de la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA) tiende a la obtención de resultados pobres a la hora de pronosticar la tasa de cambio nominal a corto plazo. Esta desconexión entre este tipo de fundamentos y los movimientos de la tasa de cambio nominal se

exponen claramente en MacDonald (1999) y Rogoff (1999) entre otros. A pesar de ello, el ejercicio de la comparación predictiva debe incluir este modelo, en la medida que se ha convertido en una constante de análisis, el cumplimiento o no de la misma.

El valor fundamental derivado de esta paridad equivale a

$$(3.13) \quad f_t = (p_t - \bar{p}_t)$$

Donde p_t es el logaritmo del nivel precios del país doméstico y \bar{p}_t es el logaritmo del nivel de precios del país foráneo.

Al igual que con el modelo monetario de precios flexibles, se sigue el marco propuesto por Mark (1995). De esta manera los movimientos de la tasa de cambio nominal se explican como la desviación entre el valor actual y el valor fundamental derivado de la PPA.

4. METODOLOGÍA

4.1. Datos. Se usa en la construcción de los fundamentos corresponden principalmente la base *IFS*² del fondo monetario internacional complementada con la base de datos electrónica disponible de los bancos centrales y los centros nacionales de estadística. Se utiliza M1 como medida de la oferta monetaria, el índice de precios al consumidor como medida del nivel de precios y sobre ella se cálculo la tasa de inflación anual como la diferencia a 12 meses del índice.

Se selecciona como medida del ingreso nacional, el índice de producción industrial sin ajuste estacional recolectado principalmente de fuentes nacionales. Usamos la tasa interbancaria³ como medida de la tasa de interés a corto plazo. La medida de la brecha del producto entendida como la desviación porcentual del producto actual de su producto potencial, depende del cálculo de este último, por lo tanto siguiendo a Molodtsova y Papell (2009), se utilizaron tres metodologías alternativas: una tendencia lineal, una tendencia cuadrática y el filtro Hodrick-Prescott.

4.2. Estimación y realización de pronósticos. Luego de la estimación de los modelos mediante mínimos cuadrados ordinarios, los pronósticos fuera de muestra se realizan para un horizonte de un mes adelante mediante el procedimiento de ventana fija, con un tamaño de ocho años⁴ reservando la muestra restante para el movimiento de la ventana y la correspondiente evaluación del desempeño a través de los estadísticos propuestos por Clark y West (2006, 2007).

Inicialmente cada modelo es estimado usando las primeras 96 observaciones para generar el pronóstico para el periodo noventa y siete. Luego se vuelve a estimar el modelo omitiendo la primera observación y usando las primeras 96 observaciones, 95 pasadas y 1 nueva introducida, para generar el pronóstico para el periodo noventa y ocho. Así sucesivamente se realiza este proceso hasta

²*International financial Statistics*

³En la base de datos del fondo monetario internacional corresponde a Money Market Rate

⁴Debido a la restricción en el tamaño de la muestra para el peso argentino, y procurando un tamaño de muestra considerable tanto para la estimación como para la evaluación de pronóstico fuera de muestra, el tamaño de la ventana para esta divisa es de cinco años equivalente a sesenta observaciones.

que sean usadas las últimas 96 observaciones disponibles para la realización del último pronóstico posible, octubre de 2009.

5. RESULTADOS

Los modelos considerados son estimados usando información mensual para el peso argentino entre enero del 2002 y octubre del 2009, el peso chileno, el peso colombiano y el real brasileño entre enero de 1996 y octubre del 2009, el peso mexicano entre enero de 1986 y octubre del 2009, y el peso uruguayo entre enero de 1994 y octubre del 2009. La disparidad en los periodos concebidos se debe a la disponibilidad de datos consistentes y evaluables para cada una de estas divisas. Anotamos que la selección de la muestra de Argentina visiblemente corta en comparación de los otros países considerados, es producto de un régimen de paridad con el dólar previo al 2002.

Los resultados obtenidos de previsibilidad están definidos sobre la tasa de cambio nominal de dichas divisas a par con el dólar norteamericano, entendida como el precio en dólares norteamericanos de una unidad de divisa extranjera. Situándonos en Colombia, un incremento en la tasa de cambio correspondería a una depreciación del dólar norteamericano frente al peso colombiano.

5.1. Fundamentos de la regla de Taylor.

5.1.1. *Esquema.* En total se estiman doce especificaciones que surgen de variaciones a la Ecuación (7) como previamente fueron explicadas. Cada una de esas especificaciones se evalúa con tres medidas alternativas de la brecha del producto - tendencial lineal, cuadrática, y el uso del filtro Hodrick Prescott - lo que en total nos ofrece un número de treinta y seis modelos para cada tasa de cambio nominal. El esquema que se presenta⁵ a continuación reduce sustancialmente el número de cada especificación, y por lo tanto facilita su presentación, teniendo en cuenta la gran cantidad de resultados a presentar.

Cuadro 1. Esquema de especificación de las variantes de los modelos sustentados en los fundamentos de la regla de Taylor

Tasa de cambio (dólar/divisa j)	Simétrico (1)	Con suavizamiento (0)	Homogéneo (1)	Constante (0)	1010
				Sin constante (1)	1011
			Heterogéneo (0)	Constante (0)	1000
		Sin suavizamiento (1)	Heterogéneo (0)	Constante (0)	1100
			Homogéneo (1)	Sin constante (1)	1111
				Constante (0)	1110
	Asimétrico (0)	Con suavizamiento (0)	Homogéneo (1)	Constante (0)	0010
				Sin constante (1)	0011
			Heterogéneo (0)	Constante (0)	0000
		Sin suavizamiento (1)	Heterogéneo (0)	Constante (0)	0100
			Homogéneo (1)	Sin constante (1)	0111
				Constante (0)	0110

⁵Este esquema surge del método en que se especifico cada variante en el código de estimación de los modelos

Nota Cuadro 1: Se presenta el esquema de nombramiento de cada una de las especificaciones sustentada en los fundamentos de la regla de Taylor. Aquellas variantes que imponen restricción sobre el número de variables en la Ecuación (7) se les identifica con un (1), aquellas que no lo hagan se les adjudica un (0). Se le asigna a cada especificación un número de cuatro posiciones, cada posición le corresponde una determinada variante y por lo tanto un uno o cero.

La ecuación de predicción de la tasa de cambio nominal puede estimarse según cuatro variantes: simétrica o asimétrica, suavizamiento o no suavizamiento, heterogeneidad u homogeneidad, y si este era homogéneo, podía ser estimado con o sin constante. Si se observa el detalle de cada variante, éstas corresponden a cierta especificación de la Ecuación (7) que restringe o no el número de variables predictivas de la variación de la tasa de cambio. Para poder etiquetarlas de modo conveniente, se dispuso que aquellas variantes que impusieran una restricción sobre el número de variables se denotarán con un 1 y en caso de que no, un 0.

A partir de esta característica puede entablarse una secuencia de cuatro números - unos y ceros -, para calificar un modelo que se conforma de cuatro elecciones de variantes. Ejemplo: un modelo asimétrico con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y constante se nota con el número 0000, ya que ninguna variante seleccionada impone alguna restricción sobre el número de variables concebidas en la Ecuación (7). En el caso de referirse a un modelo simétrico sin suavizamiento, con coeficientes homogéneos y sin constante, éste es referido con el número 1111 dado que todas estas variantes imponen restricciones sobre la Ecuación (7). Es necesario mencionar que cada posición del número elegido, corresponde a un tipo determinado de variante, este posicionamiento se encuentra descrito en el Cuadro 1.

5.1.2. Resultados por divisas. Los resultados de comparación predictiva se exponen a través de los estadísticos y valores-p de la prueba propuesta por Clark y West (2006, 2007) que por simplicidad y referencia a los autores se denotan como prueba CW. Esta prueba evalúa la capacidad predictiva entre un modelo de referencia y un modelo alternativo en términos de significancia estadística de la diferencia de errores cuadráticos medios de predicción. La hipótesis nula consiste en la igual capacidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural alternativo

A diferencia del estadístico propuesto por Diebold y Mariano (1995) y West (1996) - prueba DMW-, la prueba CW está diseñada para evaluar modelos anidados, caso de ello una caminata aleatoria y cualquier modelo estructural. Esta prueba por lo tanto corrige la dificultad de la prueba DMW, para rechazar la hipótesis nula de igual capacidad predictiva entre el modelo de referencia y el modelo alternativo. Esta dificultad se presenta por el bajo poder de la prueba DMW, cuando evalúa modelos de referencia y alternativos anidados.

El análisis de las 216 estimaciones comprende dos aspectos relevantes: el análisis detallado por divisa y por especificación. Acerca del primer punto, los siguientes seis Cuadros presentan los valores-p de la prueba CW evaluada en cada una de las divisas de la muestra para todas las especificaciones sustentadas en la regla de Taylor. De estos Cuadros es posible inferir i) especificaciones propias para cada país con mejor desempeño a la hora de predecir la tasa de cambio y ii) especificaciones de desempeño bueno en general, que presentaron previsibilidad superior a lo largo de toda la muestra.

**Cuadro 2. Valores-p de la prueba CW para Colombia.
Modelos fundamentados en regla de Taylor.**

Modelo / Brecha	Filtro H-P	Lineal	Cuadrática
1010	0,05894*	0,00299***	0,01141**
1011	0,06973*	0,02511**	0,03201**
1000	0,00125***	0,00001***	0,00003***
1100	0,00612***	0,00017***	0,00033***
1111	0,26451	0,04911**	0,08333**
1110	0,09988*	0,01105**	0,02992**
0010	0,12268	0,01073**	0,04233**
0011	0,15339	0,00457***	0,00914***
0000	0,00061***	0,00005***	0,00012***
0100	0,00928***	0,00051***	0,00093***
0111	0,37301	0,01191**	0,02293**
0110	0,21933	0,03011**	0,09662**

Nota Cuadro 2: Se presentan los valores-p para pronóstico un mes adelante de la prueba CW de hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la regla de Taylor para el peso colombiano. Se compara la caminata aleatoria contra cada una de las doce especificaciones de la Ecuación (7) con tres diferentes medidas de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

**Cuadro 3. Valores-p de la prueba CW para Argentina.
Modelos fundamentados en regla de Taylor**

Modelo / Brecha	Filtro H-P	Lineal	Cuadrática
1010	0,00134***	0,00109***	0,00112***
1011	0,00118***	0,00121***	0,00145***
1000	0,00233***	0,00189***	0,00205***
1100	0,00407***	0,00231***	0,00241***
1111	0,00271***	0,00214***	0,00686***
1110	0,00139***	0,00162***	0,00321***
0010	0,00127***	0,00061***	0,00063***
0011	0,00159***	0,00103***	0,00105***
0000	0,00276***	0,00166***	0,00174***
0100	0,00391***	0,00235***	0,00222***
0111	0,00211***	0,00166***	0,00304***
0110	0,00358***	0,00237***	0,00314***

Nota Cuadro 3: Se presentan los valores-p para pronóstico un mes adelante de la prueba CW de hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la regla de Taylor para el peso argentino. Se compara la caminata aleatoria contra cada una de las doce especificaciones de la Ecuación (7) con tres diferentes medidas de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

**Cuadro 4. Valores-p de la prueba CW para Brasil.
Modelos fundamentados en regla de Taylor**

Modelo / Brecha	Filtro H-P	Lineal	Cuadrática
1010	0,23635	0,38553	0,37599
1011	0,56551	0,68102	0,58758
1000	0,01879**	0,01948**	0,02121**
1100	0,07821*	0,04792**	0,05085*
1111	0,83271	0,44173	0,33989
1110	0,24561	0,91717	0,88907
0010	0,19247	0,21252	0,21702
0011	0,38881	0,12739	0,11304
0000	0,01808**	0,00601***	0,00611***
0100	0,07329*	0,00995***	0,01037**
0111	0,31205	0,84862	0,81258
0110	0,14238	0,38163	0,38123

Nota Cuadro 4: Se presentan los valores-p para pronóstico un mes adelante de la prueba CW de hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la regla de Taylor para el real brasileño. Se compara la caminata aleatoria contra cada una de las doce especificaciones de la Ecuación (7) con tres diferentes medidas de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

**Cuadro 5. Valores-p de la prueba CW para Chile.
Modelos fundamentados en regla de Taylor**

Modelo / Brecha	Filtro H-P	Lineal	Cuadrática
1010	0,02081**	0,04752**	0,04779**
1011	0,07285*	0,08636*	0,08374*
1000	0,00677***	0,02105**	0,02444**
1100	0,01101**	0,04795**	0,05365*
1111	0,13029	0,12472	0,12107
1110	0,03563**	0,08221*	0,08493*
0010	0,01069**	0,01845**	0,02175**
0011	0,04414**	0,04998**	0,04975**
0000	0,00467***	0,02148**	0,02331**
0100	0,00641***	0,05498*	0,05928*
0111	0,04921**	0,08101*	0,08346*
0110	0,01503**	0,02051**	0,02783**

Nota Cuadro 5: Se presentan los valores-p para pronóstico un mes adelante de la prueba CW de hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la regla de Taylor para el peso chileno. Se compara la caminata aleatoria contra cada una de las doce especificaciones de la Ecuación (7) con tres diferentes medidas de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

**Cuadro 6. Valores-p de la prueba CW para México.
Modelos fundamentados en regla de Taylor**

Modelo / Brecha	Filtro H-P	Lineal	Cuadrática
1010	0,00142***	0,00713***	0,00956***
1011	0,00307***	0,01701**	0,01603**
1000	0,00334***	0,00286***	0,00338***
1100	0,00582***	0,00239***	0,00261***
1111	0,00421***	0,00187***	0,00191***
1110	0,00243***	0,00972***	0,01227**
0010	0,00321***	0,01084**	0,01409**
0011	0,00737***	0,00686***	0,00917***
0000	0,01012**	0,01298**	0,01458**
0100	0,01019**	0,01071**	0,01227**
0111	0,01661**	0,00631***	0,00848***
0110	0,00689***	0,02009**	0,02329**

Nota Cuadro 6: Se presentan los valores-p para pronóstico un mes adelante de la prueba CW de hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la regla de Taylor para el peso mexicano. Se compara la caminata aleatoria contra cada una de las doce especificaciones de la Ecuación (7) con tres diferentes medidas de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

**Cuadro 7. Valores-p de la prueba CW para Uruguay.
Modelos fundamentados en regla de Taylor**

Modelo / Brecha	Filtro H-P	Lineal	Cuadrática
1010	0,06134*	0,05309*	0,05583*
1011	0,05964*	0,05115*	0,05454*
1000	0,04796**	0,03556**	0,03841**
1100	0,07631*	0,04069**	0,04651**
1111	0,07751*	0,05961*	0,06332*
1110	0,10757	0,05631*	0,06364*
0010	0,05527*	0,05203*	0,05359*
0011	0,06071*	0,04714**	0,05183*
0000	0,05146*	0,04429**	0,04566**
0100	0,06509*	0,04464**	0,04636**
0111	0,07323*	0,04513**	0,05661*
0110	0,06867*	0,05252*	0,05478*

Nota Cuadro 7: Se presentan los valores-p para pronóstico un mes adelante de la prueba CW de hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la regla de Taylor para el peso uruguayo. Se compara la caminata aleatoria contra cada una de las doce especificaciones de la Ecuación (7) con tres diferentes medidas de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

En general el número de casos donde se evidencia previsibilidad superior del modelo estructural sobre la caminata aleatoria es alto a todos los niveles de significancia. La única divisa con bajo

porcentaje de casos de previsibilidad es el real brasileño. Al situar el nivel de significancia en un diez por ciento se encontró para Argentina y México evidencia de previsibilidad del modelo estructural en el 100 % de los casos, para Chile, Uruguay y Colombia alrededor de un 90 % de los casos, y para Brasil un 33,3 % de los casos. Para observar el porcentaje de casos que presentaron evidencia estadística de previsibilidad superior de este tipo de modelos, agrupados por cada divisa evaluada, se presenta el Cuadro 8 donde se detalla este porcentaje.

Cuadro 8. Desempeño de los modelos basados en los fundamentos de la regla de Taylor según divisa

Divisa/Significancia	***	**	*	100 %–Σ
Peso argentino	100,00 %	100,00 %	100,00 %	0,00 %
Peso mexicano	61,11 %	100,00 %	100,00 %	0,00 %
Peso uruguayo	0,00 %	30,56 %	97,22 %	2,78 %
Peso chileno	8,33 %	63,89 %	91,67 %	8,33 %
Peso colombiano	41,67 %	77,78 %	86,11 %	13,89 %
Real brasileño	8,33 %	25,00 %	33,33 %	66,67 %

Nota Cuadro 8: Se presenta el desempeño de los modelos basados en los fundamentos de Taylor en términos del porcentaje de casos donde se encontró evidencia estadística de previsibilidad superior del modelo estructural frente a una caminata aleatoria a diferentes niveles de significancia para cada divisa. Las columnas *, ** y *** muestran los porcentajes de casos donde el modelo estructural tiene mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente. La columna 100 %–Σ muestra los porcentajes de casos donde el modelo estructural no tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria. El análisis agrupa los tres diferentes cálculos de la brecha del producto.

5.1.3. Resultados por especificación. Al detallar las especificaciones que mostraron evidencia positiva de previsibilidad para todas las divisas. Se encontró que cuatro especificaciones tuvieron un porcentaje de casos de previsibilidad superior igual a 100 %. Estas especificaciones corresponden a un modelo simétrico con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y constante (1000), un modelo asimétrico con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y constante (0000), un modelo simétrico sin suavizamiento, con coeficientes heterogéneos y constante (1100) y un modelo asimétrico sin suavizamiento, con coeficientes heterogéneos y constante (0100). En el apéndice A es posible detallar los Cuadros 1A a 12A los cuales muestran los respectivos valores-p de la prueba CW cada una de las especificaciones en este tipo de modelos.

Para resumir el desempeño de cada una de las especificaciones a cada uno de los niveles de significancia se presenta el Cuadro 9, que muestra el porcentaje de casos donde cada especificación presenta evidencia de previsibilidad superior en todos los países analizados. En este cuadro, se han ordenado las especificaciones, en primer lugar, por el mayor porcentaje de casos de previsibilidad superior al nivel de significancia del diez por ciento. Luego se usa como criterios secundarios, el porcentaje de casos de previsibilidad superior al uno por ciento y al cinco por ciento.

Cuadro 9. Desempeño de los modelos basados en los fundamentos de la regla de Taylor según especificación

Modelo/Significancia	***	**	*	100%- Σ
1000	55,56 %	100,00 %	100,00 %	0,00 %
0000	50,00 %	94,44 %	100,00 %	0,00 %
1100	50,00 %	77,78 %	100,00 %	0,00 %
0100	44,44 %	77,78 %	100,00 %	0,00 %
1110	33,33 %	55,56 %	83,33 %	16,67 %
1011	22,22 %	44,44 %	83,33 %	16,67 %
0011	44,44 %	66,67 %	77,78 %	22,22 %
1010	33,33 %	55,56 %	77,78 %	22,22 %
0111	27,78 %	55,56 %	77,78 %	22,22 %
0010	22,22 %	61,11 %	77,78 %	22,22 %
0110	22,22 %	61,11 %	77,78 %	22,22 %
1111	33,33 %	44,44 %	61,11 %	38,89 %

Nota Cuadro 9: Se presenta el desempeño de los modelos basados en los fundamentos de Taylor en términos del porcentaje de casos donde se encontró evidencia estadística de previsibilidad superior del modelo estructural frente a una caminata aleatoria a diferentes niveles de significancia para cada especificación. Las columnas *, ** y *** muestran los porcentajes de casos donde el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente. La columna 100%- Σ muestra los porcentajes de casos donde el modelo estructural no tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria. El análisis agrupa los tres diferentes cálculos de la brecha del producto y las seis divisas. En el Cuadro 1 se encuentran las características de cada uno de los modelos estudiados.

En el Cuadro 9 observamos que todas las especificaciones basadas en la regla de Taylor muestran evidencia positiva de previsibilidad. De hecho, en la especificación con menor evidencia (1111) el modelo estructural vence a una caminata aleatoria en el 61 % de los casos estimados.

También es posible determinar la especificación con mejor desempeño en el Cuadro 1. Esta corresponde a un modelo simétrico con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y constante (1000). La escogencia de esta especificación se debe a dos elementos: el porcentaje más alto de casos de rechazo de la hipótesis nula a un nivel del cinco por ciento, porcentaje equivalente a un 100 %; y el principio de parsimonia frente a la especificación con desempeño equiparable, la cual corresponde a un modelo asimétrico con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y constante (0000) que incluye una variable adicional, la tasa de cambio real foránea.

El desempeño de las diferentes variantes de la especificación basada en la regla de Taylor se mide como el porcentaje de casos con evidencia de previsibilidad. El Cuadro 10 compara el desempeño de pares de variantes excluyentes con resultados a saber como la mayor capacidad predictiva de aquellos modelos que contengan la tasa de interés rezagada (modelos con suavizamiento) sobre aquellos que la omiten (modelos sin suavizamiento), modelos con coeficientes diferentes para cada una de las reglas de Taylor de cada país (modelos con coeficientes heterogéneos) sobre modelos que especifican coeficientes similares (coeficientes homogéneos) y aquellos modelos que tienen valores diferentes para cada país de la tasa de interés real de equilibrio como del objetivo de inflación (modelos con constante) sobre aquellos que las equiparan en ambos países (modelos estimados sin constante).

Acerca de la presencia o no de la tasa de cambio real dentro de las especificaciones, es decir la variante simétrica o asimétrica, en un análisis agregado es difícil de observar una diferencia significativa, en la medida que los porcentajes de casos donde se encontró evidencia de previsibilidad superior de especificaciones que contenían o no la tasa de cambio real, difieren entre sí en un porcentaje muy bajo.

Cuadro 10. Desempeño de las variantes de los modelos basados en los fundamentos de la regla de Taylor

Variante/Significancia	***	**	*	100 % - Σ
Simétrico (1—)	38,0 %	62,0 %	84,3 %	15,7 %
Asimétrico (0—)	35,2 %	66,7 %	85,2 %	14,8 %
Con suavizamiento (-0-)	38,9 %	69,4 %	87,0 %	13,0 %
Sin Suavizamiento (-1-)	34,3 %	59,3 %	82,4 %	17,6 %
Homogéneo (-0-)	29,9 %	52,8 %	77,1 %	22,9 %
Heterogéneo (-1-)	50,0 %	87,5 %	100,0 %	0,0 %
Constante (—0)	38,9 %	71,5 %	89,6 %	10,4 %
No Constante (—1)	31,9 %	50,0 %	75,0 %	25,0 %

Nota Cuadro 10: Se presenta el desempeño de las variantes de los modelos basados en los fundamentos de Taylor en términos del porcentaje de casos donde se encontró evidencia estadística de previsibilidad superior de esa variante del modelo estructural frente a una caminata aleatoria a diferentes niveles de significancia para la muestra total concerniente a 216 estimaciones que representan las seis divisas y las doce especificaciones. Las columnas *, ** y *** muestran los porcentajes de casos donde la variante del modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente. La columna 100 % - Σ muestra los porcentajes de casos donde la variante del modelo estructural no tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria.

Luego de haber realizado un análisis agregado del desempeño de cada especificación y variante a lo largo de la muestra, presentamos un análisis de la especificidad de la modelación requerida de la tasa de cambio nominal para cada uno de las divisas evaluadas. Los resultados se presentan en el Cuadro 11 donde aparecen los modelos que registraron en cada divisa el menor valor-p en la prueba CW. En este Cuadro se muestra la divisa, el modelo especificado, el método de cálculo de la brecha del producto usado y sus respectivos estadísticos como valores-p.

Cuadro 11. Especificaciones con el mejor desempeño para las seis divisas latinoamericanas

Divisa/Especificación	Modelo	Brecha	CW	valor-p
Peso colombiano	1000	Lineal	4,17196	0,000015***
Peso argentino	0010	Lineal	3,22998	0,000618***
Real brasileño	0000	Lineal	2,51121	0,006016***
Peso chileno	0000	Filtro H-P	2,59886	0,004676***
Peso mexicano	1010	Filtro H-P	2,98323	0,001426***
Peso uruguayo	1000	Lineal	1,80466	0,035563***

Nota Cuadro 11: Se presenta las mejores especificaciones para cada una de las seis divisas latinoamericanas. Se presenta el número correspondiente al mejor modelo, el procedimiento de estimación de la brecha del producto y el estadístico de la prueba CW con su respectivo valor-p. *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para un prueba de una cola. En el Cuadro 2 se encuentran las características de cada uno de los modelos estudiados.

Para el real brasileño y el peso chileno se encontró mayor evidencia estadística de superioridad predictiva de un modelo asimétrico con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y constante, en cambio, tanto para el peso colombiano como el peso uruguayo se estima un especificación similar con la particularidad de no incluir la tasa de cambio real como variable predictiva. El peso argentino y el peso mexicano presentan especificaciones alejadas de los primeros lugares del Cuadro 9. Para el caso del peso argentino se obtuvo una mayor evidencia con un modelo asimétrico con suavizamiento, coeficientes homogéneos y constante, es decir que la regla de Taylor especificada contiene el diferencial de la inflación, de la brecha del producto y de la tasa de interés rezagada entre los Estados Unidos y Argentina. Para el peso mexicano, la especificación con el menor valor-p corresponde un modelo similar al encontrado para Argentina obviando la inclusión de la tasa de cambio real.

5.2. Modelos alternativos (PNCI, PPP y Monetario). Se evalúan 60 especificaciones alternativas a los fundamentos de la regla de Taylor. Estas 60 especificaciones corresponden a cinco modelos base con dos variantes cada uno de ellos, la estimación con o sin constante, lo que equivale a diez modelos alternativos por cada divisa. La presentación de los resultados se realiza en los seis Cuadros siguientes que detallan los estadísticos de la prueba CW con sus respectivos valores-p para cada una de las seis divisas. Allí se evalúa la hipótesis nula de igual capacidad predictiva de un modelo estructural frente a una caminata aleatoria. En este caso un modelo basado en los fundamentos de la paridad no cubierta de intereses, la Paridad de Poder Adquisitivo y un modelo monetario de precios flexibles.

**Cuadro 12. Valores-p de la prueba CW para Colombia.
Modelos alternativos (PNCI, PPA, Monetario)**

Modelo / Estimación	Constante	Sin constante
PNCI	0,56104	0,93711
PPA	0,55609	0,03308**
Monetario (k=0)	0,24632	0,30901
Monetario (k=1)	0,56173	0,05403*
Monetario (k=3)	0,55675	0,53202

Nota Cuadro 12: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la paridad no cubierta de intereses (PNCI), la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA), y un modelo monetario con precios flexibles con tres tipos de elasticidad de demanda dinero-ingreso ($k=0, 1$ ó 3), para el peso colombiano. Se compara la caminata aleatoria contra cada una de los modelos estimados con y sin constante. *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

**Cuadro 13. Valores-p de la prueba CW para Argentina.
Modelos alternativos (PNCI, PPA, Monetario)**

Modelo / Estimación	Constante	Sin constante
PNCI	0,00108***	0,00131***
PPA	0,00081***	0,00562***
Monetario (k=0)	0,00014***	0,00054***
Monetario (k=1)	0,00022***	0,00403***
Monetario (k=3)	0,00206***	0,00281***

Nota Cuadro 13: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la paridad no cubierta de intereses (PNCI), la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA), y un modelo monetario con precios flexibles con tres tipos de elasticidad de demanda dinero-ingreso ($k=0,1$ ó 3), para el peso argentino. Se compara la caminata aleatoria contra cada una de los modelos estimados con y sin constante. *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

**Cuadro 14. Valores-p de la prueba CW para Brasil.
Modelos alternativos (PNCI, PPA, Monetario)**

Modelo / Estimación	Constante	Sin constante
PNCI	0,93024	0,84036
PPA	0,52636	0,11588
Monetario (k=0)	0,68413	0,22871
Monetario (k=1)	0,65364	0,00638***
Monetario (k=3)	0,53298	0,31188

Nota Cuadro 14: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la paridad no cubierta de intereses (PNCI), la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA), y un modelo monetario con precios flexibles con tres tipos de elasticidad de demanda dinero-ingreso ($k=0,1$ ó 3), para el real brasileño. Se compara la caminata aleatoria contra cada una de los modelos estimados con y sin constante. *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

**Cuadro 15. Valores-p de la prueba CW para Chile.
Modelos alternativos (PNCI, PPA, Monetario)**

Modelo / Estimación	Constante	Sin constante
PNCI	0,11177	0,16178
PPA	0,13329	0,01339**
Monetario (k=0)	0,04857**	0,06931*
Monetario (k=1)	0,13575	0,10781
Monetario (k=3)	0,13986	0,05691*

Nota Cuadro 15: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la paridad no cubierta de intereses (PNCI), la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA), y un modelo monetario con precios flexibles con tres tipos de elasticidad de demanda dinero-ingreso ($k=0,1$ ó 3), para el peso chileno. Se compara la caminata aleatoria contra cada una de los modelos estimados con y sin constante. *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

**Cuadro 16. Valores-p de la prueba CW para México.
Modelos alternativos (PNCI, PPA, Monetario)**

Modelo / Estimación	Constante	Sin constante
PNCI	0,02339**	0,05999*
PPA	0,02963**	0,07371*
Monetario (k=0)	0,00971***	0,04702**
Monetario (k=1)	0,00988***	0,03505**
Monetario (k=3)	0,01009**	0,02159**

Nota Cuadro 16: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la paridad no cubierta de intereses (PNCI), la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA), y un modelo monetario con precios flexibles con tres tipos de elasticidad de demanda dinero-ingreso ($k=0,1$ ó 3), para el peso mexicano. Se compara la caminata aleatoria contra cada una de los modelos estimados con y sin constante. *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

**Cuadro 17. Valores-p de la prueba CW para Uruguay.
Modelos alternativos (PNCI, PPA, Monetario)**

Modelo / Estimación	Constante	Sin constante
PNCI	0,06979*	0,06813*
PPA	0,05856*	0,97292
Monetario (k=0)	0,03202**	0,77391
Monetario (k=1)	0,06845*	0,95331
Monetario (k=3)	0,11378	0,98381

Nota Cuadro 17: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la paridad no cubierta de intereses (PNCI), la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA), y un modelo monetario con precios flexibles con tres tipos de elasticidad de demanda dinero-ingreso ($k=0,1$ ó 3), para el peso uruguayo. Se compara la caminata aleatoria contra cada una de los modelos estimados con y sin constante. *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

El análisis por divisa muestra un número alto de casos donde hay evidencia estadística de previsibilidad superior en el peso argentino y el peso mexicano, equiparable al número obtenido con los modelos basados en los fundamentos de Taylor, sin embargo, el resultado es bastante precario si se analizan el restante de divisas. Este resultado es más claro en el Cuadro 18 donde se presentan los porcentajes de casos donde hay rechazo de la hipótesis nula, a distintos niveles de significancia de la prueba CW evaluada en los modelos alternativos para cada una de la divisas de la muestra.

Cuadro 18. Desempeño de los modelos alternativos (PNCI, PPA, Monetario) según divisa

Divisa/Significancia	***	**	*	100 %-Σ
Peso argentino	100,00 %	100,00 %	100,00 %	0,00 %
Peso mexicano	20,00 %	80,00 %	100,00 %	0,00 %
Peso uruguayo	0,00 %	10,00 %	50,00 %	50,00 %
Peso chileno	0,00 %	20,00 %	40,00 %	60,00 %
Peso colombiano	0,00 %	10,00 %	20,00 %	80,00 %
Real brasileño	10,00 %	10,00 %	10,00 %	90,00 %

Nota Cuadro 18: Se presenta el desempeño de los modelos basados en los fundamentos de la paridad no cubierta de intereses (PNCI), la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA) y de un modelo monetario con precios flexibles en términos del porcentaje de casos donde se encontró evidencia estadística de previsibilidad superior del modelo estructural frente a una caminata aleatoria a diferentes niveles de significancia para cada una de las divisas. Las columnas *, ** y *** muestran los porcentajes de casos donde el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente. La columna 100 %-Σ muestra los porcentajes de casos donde el modelo estructural no tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria. El análisis agrupa la estimación con o sin constante, y para el caso del modelo monetario, adicionalmente se agrupan los tres valores para la elasticidad de demanda.

De acuerdo al Cuadro 18, el porcentaje de casos donde no hay evidencia estadística de superioridad del modelo estructural sobre la caminata aleatoria es considerablemente alto para todas las divisas excepto para el peso argentino y el peso mexicano. Estos porcentajes son claramente superiores a los porcentajes equivalentes de los modelos de regla de Taylor. Además los resultados positivos de los modelos se concentran al nivel de significancia del diez por ciento.

Pasando a un análisis por especificación, ningún modelo alternativo rechaza constantemente la hipótesis nula de igual previsibilidad. El detalle de éste resultado está en el Cuadro 19, donde se presentan los porcentajes de casos donde hay evidencia estadística de superior previsibilidad del modelo estructural a distintos niveles de significancia agrupados por especificación para todas las divisas.

Cuadro 19. Desempeño de los modelos alternativos (PNCI, PPA, Monetario) según especificación

Modelo/Significancia	***	**	*	100 %-Σ
Monetario(k=1)	33,33 %	41,67 %	58,33 %	41,67 %
Monetario(k=0)	25,00 %	50,00 %	58,33 %	41,67 %
PPA	16,67 %	41,67 %	58,33 %	41,67 %
PNCI	16,67 %	25,00 %	50,00 %	50,00 %
Monetario(k=3)	16,67 %	33,33 %	41,67 %	58,33 %

Nota Cuadro 19: Se presenta el desempeño de los modelos basados en los fundamentos de la paridad no cubierta de intereses (PNCI), la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA) y de un modelo monetario con precios flexibles en términos del porcentaje de casos donde se encontró evidencia estadística de previsibilidad superior del modelo estructural frente a una caminata aleatoria a diferentes niveles de significancia para cada especificación. Las columnas *, ** y *** muestran los porcentajes de casos donde el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente. La columna 100 %-Σ muestra los porcentajes de casos donde el modelo estructural no tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria. El análisis agrupa la estimación con o sin constante, y para el caso del modelo monetario, adicionalmente se agrupan los tres valores para la elasticidad de demanda.

El ordenamiento de los modelos en el Cuadro 19 tiene como criterio principal, el porcentaje de casos donde hay evidencia estadística de previsibilidad superior del modelo estructural a un nivel de significancia del diez por ciento y como criterios secundarios, el porcentaje de casos de evidencia de previsibilidad superior a un nivel de significancia del uno por ciento, y del cinco por ciento respectivamente.

El modelo con mejor desempeño corresponde a un modelo monetario con elasticidad de demanda igual a 1. Este modelo registra un porcentaje de casos de rechazo de la hipótesis nula a niveles de significancia del cinco y diez por ciento claramente inferior a los porcentajes del modelo con menor desempeño basado en los fundamentos de Taylor, lo que muestra la preeminencia de los segundos frente a los primeros.

Para un mayor detalle de los resultados, en el apéndice B se presentan los Cuadros 1B a 5B que contienen tanto los estadísticos de la prueba CW, como sus respectivos valores-p agrupadas por especificación de los modelos alternativos.

5.3. Comparación Multi-Modelo. Los resultados previamente encontrados se basaron en comparaciones uno-a-uno entre el modelo estructural y el modelo de referencia, arrojando evidencia favorable de capacidad predictiva superior del modelo estructural de modelos basados en los fundamentos de la regla de Taylor, frente a la caminata aleatoria. Sin embargo, dado que se comparan diferentes especificaciones del mismo modelo, los resultados podrían estar contaminados por lo que se denomina *espionaje de datos*, siguiendo a White (2000). Con este término nos referimos al peligro latente de encontrar desempeño favorable de los pronósticos de un modelo proveniente no de una habilidad de previsibilidad intrínseca, sino debido a factores aleatorios.

Para limpiar los resultados encontrados en nuestras evaluaciones de esta posibilidad, siguiendo a Molodtsova y Papell (2009), se implementará la prueba propuesta por Hansen (2005) de habilidad predictiva superior (SPA por su denominación en inglés). Esta prueba permite la evaluación de una hipótesis nula compuesta entre la caminata aleatoria y un grupo alternativo de modelos controlados por un factor aleatorio. Adicional a esta prueba, presentamos una prueba alternativa de comparación conjunta propuesta por Hubrich y West (2009) similar al SPA, pero que dada su construcción se ajusta de mejor manera a la comparación de modelos anidados.

La prueba SPA es un procedimiento que evalúa la hipótesis nula que el modelo de referencia, en este caso una caminata aleatoria, no es inferior a alguna de las alternativas con la cual se compara. Este procedimiento es una modificación de la prueba *Reality Check* propuesta por White (2000), corrigiendo la sensibilidad del *Reality Check* a alternativas pobres e irrelevantes. Bajo el SPA, un valor-p bajo del estadístico nos informa que la caminata aleatoria es inferior a uno o más de los modelos estructurales comparados. Por el contrario, un valor-p alto nos informa que no hay evidencia estadística acerca de que la caminata aleatoria haya sido superada por alguno de los modelos del grupo evaluado.

Dado que la hipótesis nula a evaluar considera una comparación múltiple, la caminata aleatoria será contrastada con una serie de alternativas agrupadas por un factor común. Ya que con esta prueba se pretende diluir la posibilidad de resultados favorables por aleatoriedad, el criterio de agrupación corresponde al factor aleatorio presente en las estimaciones. Para el caso de los modelos basados en los fundamentos de la regla de Taylor, el factor aleatorio es la brecha del producto. Así se contrasta la hipótesis nula de una caminata aleatoria frente a un grupo con tres diferentes

medidas de brecha del producto. Para los modelos alternativos, el factor aleatorio corresponde a la estimación con o sin constante, y adicionalmente para el modelo monetario, el valor de la elasticidad de demanda dinero-ingreso.

A continuación en los Cuadros 20 a 22 se presentan los estadísticos de habilidad predictiva superior SPA con su respectivos valores-p para los modelos estimados, evaluando la hipótesis nula que la caminata aleatoria no es inferior a alguna de las alternativas agrupadas según el respectivo factor aleatorio.

Cuadro 20. Valores-p de la prueba de habilidad predictiva superior (SPA). Modelos fundamentados en regla de Taylor (Variante simétrico) evaluado en las seis divisas latinoamericanas.

Divisa/Grupo	1010	1011	1000	1100	1111	1110
Peso colombiano	0,2045	0,3608	0,0239**	0,0356**	0,3702	0,242
Peso argentino	0,0767*	0,0879*	0,0668*	0,1518	0,2061	0,1936
Real brasileño	0,906	0,9509	0,7414	0,7777	0,7787	0,8542
Peso chileno	0,1899	0,2236	0,0783*	0,1218	0,2778	0,2931
Peso mexicano	0,46	0,0948*	0,2355	0,1738	0,057*	0,2674
Peso uruguayo	0,1913	0,2114	0,1685	0,3477	0,3691	0,2804

Nota Cuadro 20: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba de habilidad predictiva superior (SPA sigla en inglés) que evalúa la hipótesis nula acerca que la caminata aleatoria no es inferior a alguno de los modelos estructurales agrupados. Los modelos estructurales están basados en los fundamentos de la regla de Taylor de la variante asimétrica y se encuentran agrupados según la especificación agrupando los tres cálculos de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que alguna de las alternativas incluida dentro del agrupamiento tiene significativamente habilidad predictiva superior que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente, basado en los valores críticos obtenidos del *bootstrapping* estacionario siguiendo a Politis y Romano (1994).

Cuadro 21. Valores-p de la prueba de habilidad predictiva superior (SPA). Modelos fundamentados en regla de Taylor (Variante asimétrico) evaluado en las seis divisas latinoamericanas.

Divisa/Grupo	0010	0011	0000	0100	0111	0110
Colombia	0,1298	0,2746	0,0088***	0,0363**	0,3054	0,1941
Argentina	0,1162	0,0528*	0,0983*	0,0714*	0,0947*	0,1054
Brasil	0,8455	0,5899	0,7239	0,7529	0,9451	0,9354
Chile	0,1033	0,2083	0,0809*	0,1016	0,0645*	0,1387
México	0,2146	0,3923	0,2234	0,1559	0,2985	0,1604
Uruguay	0,1481	0,1866	0,1328	0,1713	0,252	0,1981

Nota Cuadro 21: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba de habilidad predictiva superior (SPA sigla en inglés) que evalúa la hipótesis nula acerca que la caminata aleatoria no es inferior a alguno de los modelos estructurales agrupados. Los modelos estructurales están basados en los fundamentos de la regla de Taylor de la variante simétrica y se encuentran agrupados según la especificación agrupando los tres cálculos de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que alguna de las alternativas incluida dentro del agrupamiento tiene significativamente habilidad predictiva superior que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente, basado en los valores críticos obtenidos del *bootstrapping* estacionario siguiendo a Politis y Romano (1994).

**Cuadro 22. Valores-p de la prueba de habilidad predictiva superior (SPA).
Modelos alternativos (PNCI, PPA, Monetario) evaluado en las seis divisas latinoamericanas.**

Divisa/Grupo	PNCI	PPA	Monetario
Colombia	0,8477	0,1149	0,4682
Argentina	0,0895*	0,1421	0,0607*
Brasil	0,9042	0,4023	0,0597*
Chile	0,2386	0,2164	0,2755
México	0,2160	0,2138	0,1448
Uruguay	0,2361	0,2133	0,4372

Nota Cuadro 22: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba de habilidad predictiva superior (SPA sigla en inglés) que evalúa la hipótesis nula acerca que la caminata aleatoria no es inferior a alguno de los modelos estructurales agrupados. Los modelos estructurales están basados en los fundamentos de la paridad no cubierta de intereses (PNCI), la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA) y de un modelo monetario con precios flexibles y se encuentran agrupados según la especificación agrupando la estimación con o sin constante y adicionalmente para el modelo monetario, agrupando los tres tipos de elasticidad de demanda. *, ** y *** indica que alguna de las alternativas incluida dentro del agrupamiento tiene significativamente habilidad predictiva superior que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente, basado en los valores críticos obtenidos del *bootstrapping* estacionario siguiendo a Politis y Romano (1994).

A la luz de esta prueba, el desempeño de los modelos basados en los fundamentos de la regla de Taylor sigue siendo mejor que el registrado por los modelos alternativos. Si se detallan las especificaciones con mejor desempeño, se encuentra que son un modelo simétrico con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y con constante y un modelo asimétrico con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y con constante, que corresponden a especificaciones basadas en la regla de Taylor y que reportan habilidad predictiva superior para el peso colombiano, argentino y chileno, robusta a factores aleatorios.

Dentro de los modelos alternativos, presentan evidencia de habilidad predictiva superior, los modelos basados en los fundamentos de la PNCI y el modelo monetario para el peso argentino y el real brasileño. En general, el porcentaje de casos de evidencia de previsibilidad superior de los modelos estructurales estimados, independiente de los fundamentos usados, cae en la medida que los valores-p son calculados de manera más exigente dada la capacidad predictiva del grupo en general. Sin embargo, estos resultados no contradicen aquellos encontrados en las comparaciones uno a uno.

A pesar de la utilidad de la prueba SPA para controlar los resultados por factores aleatorios de estimación, esta prueba tiene algunas debilidades a la hora de implementarla en este tipo de evaluaciones. La debilidad principal recae en el tipo de modelos que pueden ser sujetos a esta prueba. El SPA evalúa la significancia estadística de la diferencia de errores cuadráticos medios de predicción entre un modelo de referencia y un grupo de modelos estructurales. No obstante, esta prueba está sesgada a aceptar la hipótesis nula de igual previsibilidad entre el modelo de referencia y el modelo estructural, si se calcula entre modelos anidados sin la debida corrección

Tanto en Molodtsova y Papell (2009) como en el presente trabajo el cálculo de los valores-p del estadístico SPA se realizó mediante el paquete MULCOM del programa econométrico OX. Este paquete usa como insumos, para el cálculo de la prueba, las observaciones fuera de muestra de la variable de interés y los pronósticos para ese periodo tanto del modelo de referencia como de

los modelos alternativos. Aparte de algunas especificaciones acerca del método de *bootstrapping* o la función de pérdida a evaluar, no hay forma de insertar exactamente el ajuste necesario para impedir el sesgo de la prueba, por lo cual se hace necesario un método alternativo de comparación conjunta que considere el ajuste necesario.⁶

Como alternativa para la evaluación conjunta de modelos anidados, presentamos la prueba propuesta por Hubrich y West (2009) referenciada de aquí en adelante como prueba HW. Hubrich y West(2009) proponen dos estadísticos para probar la hipótesis nula conjunta que el modelo de referencia no es inferior a alguno de los m modelos alternativos, donde m es estrictamente menor a la muestra evaluada dentro de la prueba. La exigencia sobre la cantidad de modelos a evaluar es consistente con nuestro trabajo en la medida que los factores aleatorios que se usan para agrupar los modelos determinan grupos pequeños de dos, tres y seis modelos frente al número de observaciones. En contraste la prueba de White (2000) y Hansen (2005) se diseñaron a casos hipotéticos donde la cantidad de modelos a contrastar es alta comparada con el número de datos.

El primer estadístico que plantea Hubrich y West (2009) es un estadístico que se denomina máximo t-ajustado, que es igual al máximo de los estadísticos CW considerados dentro del agrupamiento. Esta prueba se le compara con los valores críticos hallados mediante la distribución de los máximos generados de la simulación de una distribución con media cero y matriz de varianzas y covarianzas Ω igual a la matriz de correlaciones entre los vectores de diferencias de errores cuadráticos medios ajustados. El segundo estadístico es una aproximación al estadístico propuesto por Diebold y Mariano (1995) y West (1996) y está distribuido chi-cuadrado con m grados de libertad $\chi^2(m)$ siendo m el número de modelos alternativos evaluados. Esta propuesta también considera las diferencias de errores cuadráticos de predicción ajustados de acuerdo a Clark y West (2007). Sin embargo dado que usa ambas colas de la distribución, Hubrich y West (2009) recomiendan usar la primera propuesta, dado el menor poder de esta segunda alternativa.

Siguiendo la recomendación de Hubrich y West (2009) implementamos la prueba HW mediante el estadístico t-ajustado. A continuación en los Cuadros 23 a 25 se presentan los valores-p de esta prueba que evalúa la hipótesis nula de no inferioridad de la caminata aleatoria frente a alguna de las alternativas contrastadas. Un valor-p bajo al ejecutar esta prueba nos informa que la caminata aleatoria es inferior a uno o más de los modelos estructurales del grupo. Por el contrario, un valor-p alto nos informa que no hay evidencia estadística acerca que la caminata aleatoria haya sido superada por alguno de los modelos comparados.

⁶A pesar que Hansen (2005) propone que para modelos anidados sería conveniente usar la propuesta de Harvey y Newbold (2000), esta última evalúa si un pronóstico es condicionalmente eficiente frente a otro. Dado un pronóstico formado por un promedio ponderado de dos pronósticos, se dice que un pronóstico abarca al otro o es condicionalmente eficiente al otro, si el pronóstico "inferior" tiene un peso ponderado óptimo dentro del pronóstico compuesto igual a cero. Sin embargo, esta propuesta no es útil en el contexto del presente trabajo debido a que se aleja de las métricas usadas en la literatura sobre la tasa de cambio para evaluar habilidad predictiva, caso de ello el error cuadrático medio.

**Cuadro 23. Valores-p de la prueba HW.
Modelos fundamentados en regla de Taylor (Simétricos) evaluado en las seis divisas latinoamericanas.**

Divisa/Grupo	1010	1011	1000	1100	1111	1110
Peso argentino	0,00312***	0,00332***	0,00521***	0,00537***	0,00249***	0,00146***
Real brasileño	0,50521	0,93245	0,03739**	0,078052*	0,48838	0,50296
Peso chileno	0,05191*	0,20076	0,01887**	0,02539**	0,31153	0,07786*
Peso colombiano	0,00425***	0,03871**	0,00001***	0,00031***	0,05955*	0,01452**
Peso mexicano	0,00314***	0,00623***	0,00707***	0,00551***	0,00336***	0,00608***
Peso uruguayo	0,15089	0,14431	0,10108	0,11113	0,13554	0,13509

Nota Cuadro 23: Se presentan los valores-p para pronósticos un mes adelante de la prueba HW que evalúa la hipótesis nula que la caminata aleatoria tiene menor o igual error cuadrático medio de predicción que alguno de los modelos estructurales del grupo comparado. Los modelos estructurales están basados en los fundamentos de la regla de Taylor de la variante simétrica y se encuentran agrupados según la especificación agrupando los tres cálculos de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que alguna de las alternativas incluida dentro del agrupamiento es superior en términos de previsibilidad que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente, basado en los valores críticos obtenidos de la distribución de los máximos de una distribución simulada caracterizada con media cero y matriz de varianzas y covarianzas Ω . En el Cuadro 1 se encuentran las características de cada uno de los modelos estudiados.

**Cuadro 24. Valores-p de la prueba HW.
Modelos fundamentados en regla de Taylor (Asimétricos) evaluado en las seis divisas latinoamericanas.**

Divisa/Grupo	0010	0011	0000	0100	0111	0110
Colombia	0,02022**	0,00657***	0,00013***	0,00078***	0,01636**	0,05475*
Argentina	0,00182***	0,00301***	0,00457***	0,00547***	0,00207***	0,00505***
Brasil	0,44761	0,25706	0,01044**	0,01697**	0,61939	0,33405
Chile	0,02735**	0,12061	0,01195**	0,01284**	0,12476	0,02929**
México	0,00802***	0,01881**	0,02869**	0,02911**	0,01735**	0,01805**
Uruguay	0,14841	0,13311	0,12632	0,12727	0,12181	0,15007

Nota Cuadro 24: Se presentan los valores-p para pronósticos un mes adelante de la prueba HW que evalúa la hipótesis nula que la caminata aleatoria tiene menor o igual error cuadrático medio de predicción que alguno de los modelos estructurales del grupo comparado. Los modelos estructurales están basados en los fundamentos de la regla de Taylor de la variante asimétrica y se encuentran agrupados según la especificación agrupando los tres cálculos de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que alguna de las alternativas incluida dentro del agrupamiento es superior en términos de previsibilidad que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente, basado en los valores críticos obtenidos de la distribución de los máximos de una distribución simulada caracterizada con media cero y matriz de varianzas y covarianzas Ω . En el Cuadro 1 se encuentran las características de cada uno de los modelos estudiados.

Cuadro 25. Valores-p de la prueba HW.
Modelos alternativos (PNCI, PPA, Monetario) evaluado en las seis divisas latinoamericanas.

Divisa/Grupo	PNCI	PPA	Monetario
Colombia	0,81525	0,03335**	0,11678
Argentina	0,00203***	0,00121***	0,00018***
Brasil	0,98276	0,11677	0,00723***
Chile	0,21236	0,01344**	0,08662*
México	0,04248**	0,05693*	0,03801**
Uruguay	0,12067	0,05918*	0,07385*

Nota Cuadro 25: Se presentan los valores-p para pronósticos un mes adelante de la prueba HW que evalúa la hipótesis nula que la caminata aleatoria tiene menor o igual error cuadrático medio de predicción que alguno de los modelos estructurales del grupo comparado. Los modelos estructurales están basados en los fundamentos de la paridad no cubierta de intereses (PNCI), la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA) y de un modelo monetario con precios flexibles y se encuentran agrupados según la especificación agrupando factores aleatorios como la estimación con o sin constante y adicionalmente, en el modelo monetario, agrupando según los tres tipos de elasticidad de demanda. *, ** y *** indica que alguna de las alternativas incluida dentro del agrupamiento es superior en términos de previsibilidad que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente, basado en los valores críticos obtenidos de la distribución de los máximos de una distribución simulada caracterizada con media cero y matriz de varianzas y covarianzas Ω .

El análisis de la prueba HW confirma el sesgo existente en la prueba SPA, dado que el número de casos donde se evidenció superioridad de alguno de los modelos estructurales sobre la caminata aleatoria aumentó, en mayor concordancia con los resultados del CW. A pesar que para los modelos alternativos también aumenta la evidencia de capacidad predictiva, se mantiene la preeminencia de los modelos basados en los fundamentos de Taylor. A niveles del cinco o uno por ciento, el número de casos de rechazo de la hipótesis nula es mayor para este tipo de modelos que para los modelos alternativos.

La implementación tanto de las pruebas SPA como HW permite confirmar preeminencia de los modelos basados en los fundamentos de Taylor, y a su vez, muestra que los resultados encontrados de las comparaciones uno a uno son robustos a los factores aleatorios incluidos en la estimación.

5.4. Coeficientes estimados. Para analizar la coherencia de los modelos basados en la regla de Taylor estimados, - por coherencia nos referimos a la concordancia entre los movimientos de los fundamentos y los movimientos esperados de la tasa de cambio nominal - presentamos el Cuadro 26, que contiene los coeficientes estimados para cada una de las divisas analizadas utilizando las observaciones disponibles. Junto con estos coeficientes, también se presentan la significancia individual y global de los mismos. Estos coeficientes pertenecen a la estimación de un modelo simétrico con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y constante (1000) usando el cálculo de la brecha del producto que tiene el menor valor-p del Cuadro 3A según sea la divisa.

Cuadro 26. Coeficientes estimados para el modelo simétrico con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y constante (1000) evaluado en las seis divisas latinoamericanas.

	ω	π_t	$\bar{\pi}_t$	y_t	\bar{y}_t	\dot{i}_{t-1}	$\bar{\dot{i}}_{t-1}$	F
Argentina	0,01245	-0,8571***	0,28707***	0,23459**	0,14908*	-0,0068**	-0,0017	15.444***
Brasil	-0,0468	-0,5639	0,22153	0,05275	-0,0698	0,00107	-0,0014	1.5811
Chile	0,00961	-0,6366**	0,02983	-0,0344	-0,0127	0,00148	-0,0016	2.7663**
Colombia	0,01965**	-0,2977	-0,1768	-0,1140	0,03661*	0,00145	0,00001	3.2093***
México	-0,0059	0,21455	-0,0111	0,04656	-0,0034	-0,0003	-0,0002	6.5893***
Uruguay	-0,0100	0,33657	-0,0673**	-0,1598*	-0,0220	0,00321	0,00056*	4.4109***

Nota Cuadro 26: Se presentan los coeficientes estimados de un modelo basado en la regla de Taylor con una especificación simétrica con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y constante (1000) usando el cálculo de la brecha del producto que tiene el menor valor-p del Cuadro 3A para cada divisa. La columna F contiene el estadístico de significancia global que evalúa la hipótesis nula $R\beta = r$ tal que $\beta_1 = 0, \beta_2 = 0, \dots, \beta_{k-1} = 0, \beta_k = 0$. ***, ** y * indica, a niveles de significancia del 1%, 5% y 10% respectivamente, relevancia individual (en caso de los estadísticos t de los coeficientes estimados) y relevancia global (en caso del estadístico F) de los coeficientes estimados del modelo. La estimación de los estadísticos de significancia se llevo a cabo mediante errores robustos, usando la metodología de Newey y West para el cálculo de la matriz de varianzas y covarianzas consistente a heterocedasticidad y autocorrelación en los residuales.

A partir del Cuadro 26, se observa que los movimientos de los fundamentos de la regla de Taylor sobre la tasa de cambio nominal respectiva no sigue un patrón único, dado que aumentos o disminuciones de fundamentos específicos no generan un efecto común previsible, ya sea apreciativo o depreciativo sobre la tasa de cambio nominal. Respecto a esta carencia tanto Molodtsova, Nikolsko-Rzhevskyy y Papell (2008) como Molodtsova y Papell (2009) sugieren una actitud agnóstica frente a los signos esperados de los coeficientes estimados. Esta sugerencia parte del efecto que tienen sobre las relaciones esperadas, la asunción sobre el cumplimiento o no de la paridad no cubierta de intereses en el corto plazo sobre la cual prevalece debate.

En el Cuadro 26 se muestra la relación existente, a través del signo estimado de las variables, entre los fundamentos de la regla de Taylor y la tasa de cambio nominal respectiva a cada país, sin embargo dicha relación contiene dos relaciones macroeconómicas subyacentes que es importante detallar por separado. La primera de ellas es la relación de los fundamentos y la tasa de interés que determina la *regla de Taylor* y en segundo lugar, la relación de la tasa de interés y la tasa de cambio nominal que determina, en este caso, la *Paridad no Cubierta de Intereses (PNCI)*.

Sobre la primera de estas relaciones, la conexión esperada entre los fundamentos y la tasa de interés, hay evidencia y certeza que bajo una regla de Taylor simple, aumentos de la inflación o de la brecha del producto están seguidos por aumentos de la tasa de interés interna como mecanismo de corrección de los desalineamientos de estas variables. Por el contrario frente a la PNCI, la evidencia empírica no sustenta un movimiento predeterminado de la tasa de cambio nominal frente a movimientos de la tasa de interés interna en el corto plazo. Esto sucede por la presencia de la ya documentada *Anomalía en la Paridad no Cubierta de Intereses*.

Siguiendo los resultados de Gourinchas y Tornell (2004), Sarno (2005), Verdelhan (2008), Clarida and Waldman (2008) entre otros, debido a factores como una prima de riesgo variante en el tiempo, errores en las expectativas o distorsiones en las creencias de las inversionistas se presenta empíricamente una anomalía sobre la paridad no cubierta de intereses, en la medida que un aumento

de la tasa de interés interna puede conllevar, al contrario que lo que predice la PNCI, una apreciación futura de la tasa de cambio nominal.

La presencia de esta anomalía afecta los signos esperados en los coeficientes estimados presentados en la Ecuación (3.7). Esta ecuación considera que cualquier razón que genere un aumento del diferencial de tasas de interés genera una depreciación pronosticada de la tasa de cambio nominal, así los fundamentos de la regla de Taylor de los Estados Unidos se prevé tengan signo positivo mientras que los fundamentos de cada uno de los países latinoamericanos, signo negativo.

Si sobre la Ecuación (7) se presenta anomalía de la PNCI, el vínculo entre tasa de interés y tasa de cambio nominal se invierte y por lo tanto cualquier razón que genere un aumento del diferencial de tasas de interés genera, ya no una depreciación sino una apreciación pronosticada de la tasa de cambio, lo que altera a su vez los signos de los fundamentos de cada una de las reglas de Taylor.

De esta manera alternativamente con anomalía de la PNCI, la Ecuación (7) puede ser reescrita:

$$(5.1) \quad \Delta s_{t+1} = \omega - \omega_{us\pi}\pi_t + \omega_{j\pi}\bar{\pi}_t - \omega_{usy}y_t + \omega_{jy}\bar{y}_t + \omega_{jq} - \omega_{usi-1}\dot{i}_{t-1} + \omega_{ji-1}\bar{\dot{i}}_{t-1} + \vartheta_t$$

A la luz de la posibilidad de esta anomalía, el análisis del signo estimado requiere evidencia empírica de la PNCI a corto plazo, ya que permitirá acercarse previamente a los signos estimados y a las relaciones macroeconómicas entre los fundamentos de la regla de Taylor y la tasa de cambio nominal.

Al considerar la posibilidad de anomalía o no sobre la PNCI en las divisas consideradas, se observa que es ambigua la presencia de una secuencia de signos que sea explicada por alguna de estas posibilidades, ya que los signos estimados no siguen un patrón único común a lo largo de una divisa o fundamento. Cuando se detalla los signos de los treinta y seis coeficientes estimados, correspondientes a seis divisas y seis fundamentos por cada especificación, hay un leve soporte que, para los países analizados, se sustenta la PNCI debido al mayor número de signos hallados en concordancia con lo detallado en la Ecuación (7).

Del Cuadro 26 también es posible evaluar los coeficientes estimados en términos de significancia individual y global. A pesar que los estadísticos t muestran un resultado pobre debido a que no evidencian capacidad explicativa individualmente de los fundamentos de Taylor, el estadístico F de significancia global sustenta que en conjunto hay capacidad explicativa del modelo, a excepción de la especificación en el real brasileño. Este punto se enfatiza dado que este estadístico es el criterio utilizado para la evaluación predictiva dentro de muestra.

5.5. Sensibilidad a la ventana de estimación. Dado que la estimación y generación de pronósticos se llevo a cabo mediante el procedimiento *rolling*, un elemento que influye en el cálculo de los estadísticos CW es la ventana móvil de estimación. Por lo tanto para evaluar la robustez de los resultados positivos en términos de capacidad predictiva de los modelos basados en los fundamentos de la regla de Taylor se presenta el Cuadro 27. Esta evaluación se realiza dado que siguiendo a Rogoff y Stavrakeva (2008) es importante comprobar que la capacidad predictiva se mantiene estable en el futuro. Este cuadro expone los valores-p de los estadísticos CW calculados para distintos tamaños de la ventana móvil usando como modelo de regla de Taylor, la especificación de un

modelo simétrico con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y constante (1000) con el cálculo de la brecha del producto que tiene el menor valor-p del Cuadro 3A según cada divisa.

Cuadro 27. Valores-p de la prueba CW para el modelo simétrico con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y constante (1000) en el conjunto de divisas.

Divisas / Ventana(Meses)	60	72	84	96	108	120
Peso argentino	0,00189***	0,00144***				
Real brasileño	0,00009***	0,00008***	0,00719***	0,01879**	0,00755***	0,02353**
Peso chileno	0,00654***	0,01414**	0,00709***	0,00677***	0,00791***	0,01202**
Peso colombiano	0,00001***	0,00004***	0,00008***	0,00001***	0,00015***	0,00035***
Peso mexicano	0,00467***	0,00281***	0,00173***	0,00286***	0,01005**	0,01092**
Peso uruguayo	0,02288**	0,02587**	0,03041**	0,03556**	0,00002***	0,00011***

Nota Cuadro 27: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW a distintos tamaños de ventana móvil de la estimación *rolling*. La prueba evalúa la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural correspondiente a un modelo simétrico con suavizamiento con coeficientes heterogéneos y con constante, este último estimado con el cálculo de la brecha del producto que tiene el menor valor-p del Cuadro 3A según cada divisa. *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

Del Cuadro 27 se desprende que los resultados obtenidos que respaldan la capacidad predictiva de los modelos sustentados en los fundamentos de Taylor no son sensibles al tamaño de la ventana móvil de estimación, dado que es visible que hay evidencia de rechazo de la hipótesis nula en favor del modelo estructural para todos los tamaños de ventana y para el conjunto de divisas a niveles del 1 % y 5 %. Anotamos que para el caso del peso argentino, son limitadas las opciones a evaluar debido a que el tamaño de muestra es restrictivo y una gran gama valores para la ventana móvil alteraría una proporción razonable entre la muestra usada para la estimación y las observaciones reservadas para la evaluación fuera de muestra.

6. CONCLUSIONES

Conforme a los recientes resultados positivos de Molodtsova y Papell (2009), el presente trabajo encontró evidencia estadística de capacidad predictiva superior fuera de muestra para la tasa de cambio nominal para seis de las seis divisas consideradas, mediante el uso de los fundamentos de la regla de Taylor. Usando la prueba CW hay evidencia de rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia del cinco por ciento para la tasa de cambio del peso argentino, real brasileño, peso chileno, peso colombiano, peso mexicano y peso uruguayo con respecto al dólar de Estados Unidos. La especificación con mejor desempeño, corresponde a un modelo simétrico con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y constante.

La misma prueba arroja resultados favorables para otros tipos de especificación basadas en los fundamentos de Taylor, especialmente aquellas que estiman coeficientes separados para los Estados Unidos y cada uno de los países latinoamericanos o un coeficiente adicional para el ajuste gradual

de la tasa de interés. En contraste, los resultados son significativamente inferiores para los modelos alternativos basados en los fundamentos de la paridad no cubierta de intereses, la Paridad de Poder Adquisitivo y de un modelo Dornbusch-Frankel con precios flexibles. Este resultado es consistente con lo encontrado en la literatura, acerca del desempeño de este tipo de especificaciones en la previsibilidad a corto plazo de la tasa de cambio.

El uso de la prueba SPA y HW buscando corregir el problema de *espionaje de datos* permite identificar estos resultados como robustos a la comparación multi-modelo y a factores aleatorios de estimación. Estos factores corresponden a la inclusión o no de la constante, el valor de la elasticidad de demanda dinero-ingreso o, en el caso de los modelos de regla de Taylor, el cálculo de la brecha del producto. Además, estas pruebas soportan los resultados obtenidos mediante la prueba CW acerca de la preeminencia de los modelos de regla de Taylor frente a los modelos alternativos o la caminata aleatoria.

El signo de los coeficientes estimados del modelo con mejor desempeño sobre el conjunto de divisas soporta levemente la presencia de la PNCI. Sin embargo, la posibilidad de alteraciones a la paridad no cubierta de intereses, entre otras razones, limita la posibilidad de conclusiones más profundas de estos coeficientes estimados. Acerca de la significancia individual y global se concluye que no obstante, el resultado en términos de capacidad explicativa de cada fundamento es pobre, en conjunto el modelo registra capacidad explicativa en un contexto dentro de muestra.

Para futuras investigaciones, sugerimos el análisis detallado acerca de la conexión tasa de interés y tasa de cambio nominal, específicamente la validez o no de la paridad no cubierta de intereses en cada uno de los países evaluados, para así poder identificar claramente los coeficientes estimados en la regla de Taylor. También sugerimos el uso de técnicas que recojan el comportamiento de la muestra en general, caso de ello técnicas de datos-panel.

REFERENCIAS

- [1] Alquist, R. y Chinn, M. (2008). Conventional and unconventional approaches to exchange rate modelling and assessment. *International journal of finance and economics*, 2-13.
- [2] Cerra, V. y Saxena, S.C. (2008). The monetary strikes back: Evidence form the world. IMF Working paper series WP/08/73.
- [3] Cheung, Y. -W., Chinn, M., y Pascual, A. (2005). Empirical Exchange rate models of the nineties: are any fit to survive? *Journal of International Money and Finance*, Ed. 24. 1150-1175.
- [4] Clarida, R. y Waldman, D. (2008). Is bad news for inflation good news for exchange rate? En J. Campbell, *Asset Prices and Monetary Policy*. Univetsity of Chicago Press.
- [5] Clarida, R., Gali, J., y Gertler, M. (1998). Monetary rules in practice: some international evidence. *European Economic Review*, Ed. 42. 1033-1067.
- [6] Clark, T. y West, K. (2007). Approximately normal tests for equal predictive accuracy in nested models. *Journal of Econometrics*, Ed. 138. 291-311.
- [7] Clark, T. y West, K. (2006). Using out-of-sample mean squared prediction erros to test the martingale difference hypothesis. *Journal of Econometrics*, Ed 138. 291-311.
- [8] Diebold, F. y Mariano, R. (1995). Comparing predictive accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, Ed. 13. 253-263.
- [9] Echavarría, J. J., Vásquez, D., y Villamizar, M. (2008). Expectativas, Tasa de Interés y Tasa de Cambio. Paridad Cubierta y no Cubierta en Colombia 2000-2007. *Borradores de Economía*, Ed. 486.
- [10] Engel, C. y West, K. (2005). Exchange rate and fundamentals. *Journal of political Economy*, Ed. 113. 485-517.
- [11] Engel, C. y West, K. (2006). Taylor rules and the Deutschmark-dollar real exchange rates. *Journal of Money, Credit and Banking*, Ed. 38. 1175-1194.
- [12] Engel, C., Mark, N. y West, K. (2007). Exchange rate models are not as bad as you think. En D. Acemoglu, K. Rogoff, & M. Woodford, *NBER Macroeconomics Annual* (págs. 381-441). University of Chicago Press.
- [13] Ferreira, J. E. (2006). Effects of fundamentals on the exchange rate: A panel analysis for a sample of industrialized and emerging economies. Working paper. Department of Economics, University of Kent.
- [14] Gourinchas, P. y Tornell, A. (2004). Exchange rate puzzles and distorted beliefs. *Journal of International Economics*, Ed. 64. 303-333.
- [15] Gourinchas, P. y Rey, H. (2007). International financial adjustment. *Journal of political economy*. Ed. 115. 665-703.
- [16] Groen, J. (2005). EXchange rate predictability and monetary fundamentals in a small country panel. *Journal of Money, credit and banking*. Ed. 37. 495-516
- [17] Hansen, P. (2005). A test for superior predictive ability. *Journal of Business and Economic Statistics*, Ed. 23. 365-380.
- [18] Harvey, D. y Newbold, P. (2000), "Tests for Multiple Forecast Encompassing," *Journal of Applied Econometrics*, 15, 471-482.
- [19] Hubrich, K. y West, K. (2009). Forecast evaluation of small nested models. *European Central Bank working paper series*, Ed. 1030. 2-41.
- [20] Killian, L. (1999). Exchange rates and monetary fundamentals: what do we learn from long-horizon regressions? *Journal of Applied Econometrics*, Ed. 14. 491-510.
- [21] MacDonald, R. (1999). Exchange Rate Behaviour: Are Fundamentals Important? *The Economic Journal*, Ed. 459. 673-691.
- [22] Mark, N. (1995). Exchange rate and fundamentals: evidence of long horizon predictability. *American Economic Review*, Ed. 85. 371-402.
- [23] Mark, N. y D. Sul (2001). Nominal exchange rates and monetary fundamentals: Evidence from a small post Bretton-Woods panel. *Journal of International Economics*. Ed. 53. 29-52.
- [24] Meese, R. y Rogoff, K. (1983a). Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, Ed. 4. 3-24.
- [25] Molodtsova, T. y Papell, D. (2009). Out-of-sample exchange rate predictability with Taylor rule fundamentals. *Journal of International Economics*, Ed. 77. 167-180.
- [26] Molodtsova, T., Nikolsko-Rzhevskyy, A., y Papell, D. (2008). Taylor rules with real-time data: a tale of two countries and one exchange rate. *Journal of Monetary Economics*, Ed. 55. 563-579.
- [27] Politis, D., y Romano, J. (1994). The Stationary Bootstrap. *Journal of the American Statistical Association*, Ed. 89, 1303-1313.
- [28] Rogoff, K. (1999). Monetary Models of Dollar/Yen/Euro Nominal Exchange Rates: Dead or Undead? *The Economic Journal*, Ed. 459. 655-659.

- [29] Rogoff, K. y Stavrageva., V. (2008). The Continuing Puzzle of Short Horizon Exchange Rate Forecasting. National Bureau of Economic Research Working Paper, 14071.
- [30] Rowland, P. (2003). Uncovered interest Parity and the USD/COP Exchange Rate. Borradores de Economía, Ed. 227.
- [31] Sarmidi, T. (2008). Exchange rates predictability in developing countries. Munich personal Repec archive.
- [32] Sarno, L. (2005). Towards a solution to the puzzles in exchange rate economics: Where do we stand? The canadian journal of economics, Ed. 38. 673-708.
- [33] Taylor, J. (1993). Discretion versus policy rules in practice. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy , 195-214.
- [34] Verdelhan, A. (2010). A habit-based explanation of the exchange rate risk premium. Journal of finance, Ed. 65. 123-145.
- [35] Vitek, Francis, (2005), The Exchange Rate Forecasting Puzzle, International Finance, EconWPA.
- [36] West, K. (1996). Asymptotic inference about predictive ability. Econometrica, Ed. 64. 1067-1084. West, K. (2006). Handbook of Economic Forecasting. En G. Elliott, C. Granger, & A. Timmerman, Forecasting evaluation (págs. 100-134). Amsterdam: Elsevier.
- [37] White, H. (2000). A reality check for data snooping. Econometrica , Ed. 68. 1097-1127.

APÉNDICE A. TABLAS 1A-12A

A continuación se presentan las tablas adicionales 1A-12A correspondientes a los estadísticos de la prueba CW con sus respectivos valores-p. Esta prueba CW se evalúa en cada una de las especificaciones posibles del modelo sustentado en los fundamentos de la regla de Taylor para el conjunto de divisas de la muestra.

Cuadro 1A. Valores-p de la prueba CW evaluado en las seis divisas latinoamericanas. Modelo simétrico con suavizamiento con coeficientes homogéneos y con constante (1010).

Moneda/Brecha	Filtro H-P	Lineal	Cuadrático
Colombia	0,05894*	0,00299***	0,01141**
Argentina	0,00134***	0,00109***	0,00112***
Brasil	0,23635	0,38553	0,37599
Chile	0,02081**	0,04752**	0,04779**
México	0,00142***	0,00713***	0,00956***
Uruguay	0,06134*	0,05309*	0,05583*

Nota Cuadro 1A: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la regla de Taylor correspondiente a un modelo simétrico con suavizamiento con coeficientes homogéneos y con constante. Se compara la caminata aleatoria contra esta especificación (1010 por la notación planteada anteriormente) con tres diferentes medidas de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

Cuadro 2A. Valores-p de la prueba CW evaluado en las seis divisas latinoamericanas. Modelo simétrico con suavizamiento con coeficientes homogéneos y sin constante (1011).

Moneda/Brecha	Filtro H-P	Lineal	Cuadrático
Colombia	0,06973*	0,02511**	0,03201**
Argentina	0,00118***	0,00121***	0,00145***
Brasil	0,56551	0,68102	0,58758
Chile	0,07285*	0,08636*	0,08374*
México	0,00307***	0,01701**	0,01603**
Uruguay	0,05964*	0,05115*	0,05454*

Nota Cuadro 2A: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la regla de Taylor correspondiente a un modelo simétrico con suavizamiento con coeficientes homogéneos y sin constante. Se compara la caminata aleatoria contra esta especificación (1011 por la notación planteada anteriormente) con tres diferentes medidas de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

Cuadro 3A. Valores-p de la prueba CW evaluado en las seis divisas latinoamericanas. Modelo simétrico con suavizamiento con coeficientes heterogéneos y con constante (1000).

Moneda/Brecha	Filtro H-P	Lineal	Cuadrático
Colombia	0,00125***	0,00001***	0,00003***
Argentina	0,00233***	0,00189***	0,00205***
Brasil	0,01879**	0,01948**	0,02121**
Chile	0,00677***	0,02105**	0,02444**
México	0,00334***	0,00286***	0,00338***
Uruguay	0,04796**	0,03556**	0,03841**

Nota Cuadro 3A: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la regla de Taylor correspondiente a un modelo simétrico con suavizamiento con coeficientes heterogéneos y con constante. Se compara la caminata aleatoria contra esta especificación (1000 por la notación planteada anteriormente) con tres diferentes medidas de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

Cuadro 4A. Valores-p de la prueba CW evaluado en las seis divisas latinoamericanas. Modelo simétrico sin suavizamiento con coeficientes heterogéneos y con constante (1100).

Moneda/Brecha	Filtro H-P	Lineal	Cuadrático
Colombia	0,00612***	0,00017***	0,00033***
Argentina	0,00407***	0,00231***	0,00241***
Brasil	0,07821*	0,04792**	0,05085*
Chile	0,01101**	0,04795**	0,05365*
México	0,00582***	0,00239***	0,00261***
Uruguay	0,07631*	0,04069**	0,04651**

Nota Cuadro 4A: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la regla de Taylor correspondiente a un modelo simétrico sin suavizamiento con coeficientes heterogéneos y con constante. Se compara la caminata aleatoria contra esta especificación (1100 por la notación planteada anteriormente) con tres diferentes medidas de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

Cuadro 5A. Valores-p de la prueba CW evaluado en las seis divisas latinoamericanas. Modelo simétrico sin suavizamiento con coeficientes homogéneos y sin constante (1111).

Moneda/Brecha	Filtro H-P	Lineal	Cuadrático
Colombia	0,26451	0,04911**	0,08333**
Argentina	0,00271***	0,00214***	0,00686***
Brasil	0,83271	0,44173	0,33989
Chile	0,13029	0,12472	0,12107
México	0,00421***	0,00187***	0,00191***
Uruguay	0,07751*	0,05961*	0,06332*

Nota Cuadro 5A: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la regla de Taylor correspondiente a un modelo simétrico sin suavizamiento con coeficientes homogéneos y sin constante. Se compara la caminata aleatoria contra esta especificación (1111 por la notación planteada anteriormente) con tres diferentes medidas de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

Cuadro 6A. Valores-p de la prueba CW evaluado en las seis divisas latinoamericanas. Modelo simétrico sin suavizamiento con coeficientes homogéneos y con constante (1110).

Moneda/Brecha	Filtro H-P	Lineal	Cuadrático
Colombia	0,09988*	0,01105**	0,02992**
Argentina	0,00139***	0,00162***	0,00321***
Brasil	0,24561	0,91717	0,88907
Chile	0,03563**	0,08221*	0,08493*
México	0,00243***	0,00972***	0,01227**
Uruguay	0,10757	0,05631*	0,06364*

Nota Cuadro 6A: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la regla de Taylor correspondiente a un modelo simétrico sin suavizamiento con coeficientes homogéneos y con constante. Se compara la caminata aleatoria contra esta especificación (1110 por la notación planteada anteriormente) con tres diferentes medidas de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

Cuadro 7A. Valores-p de la prueba CW evaluado en las seis divisas latinoamericanas. Modelo asimétrico con suavizamiento con coeficientes homogéneos y con constante (0010).

Moneda/Brecha	Filtro H-P	Lineal	Cuadrático
Colombia	0,12268	0,01073**	0,04233**
Argentina	0,00127***	0,00061***	0,00063***
Brasil	0,19247	0,21252	0,21702
Chile	0,01069**	0,01845**	0,02175**
México	0,00321***	0,01084**	0,01409**
Uruguay	0,05527*	0,05203*	0,05359*

Nota Cuadro 7A: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la regla de Taylor correspondiente a un modelo asimétrico con suavizamiento con coeficientes homogéneos y con constante. Se compara la caminata aleatoria contra esta especificación (0010 por la notación planteada anteriormente) con tres diferentes medidas de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

Cuadro 8A. Valores-p de la prueba CW evaluado en las seis divisas latinoamericanas. Modelo asimétrico con suavizamiento con coeficientes homogéneos y sin constante (0011).

Moneda/Brecha	Filtro H-P	Lineal	Cuadrático
Colombia	0,15339	0,00457***	0,00914***
Argentina	0,00159***	0,00103***	0,00105***
Brasil	0,38881	0,12739	0,11304
Chile	0,04414**	0,04998**	0,04975**
México	0,00737***	0,00686***	0,00917***
Uruguay	0,06071*	0,04714**	0,05183*

Nota Cuadro 8A: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la regla de Taylor correspondiente a un modelo asimétrico con suavizamiento con coeficientes homogéneos y sin constante. Se compara la caminata aleatoria contra esta especificación (0011 por la notación planteada anteriormente) con tres diferentes medidas de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

Cuadro 9A. Valores-p de la prueba CW evaluado en las seis divisas latinoamericanas. Modelo asimétrico con suavizamiento con coeficientes heterogéneos y con constante (0000).

Moneda/Brecha	Filtro H-P	Lineal	Cuadrático
Colombia	0,00061***	0,00005***	0,00012***
Argentina	0,00276***	0,00166***	0,00174***
Brasil	0,01808**	0,00601***	0,00611***
Chile	0,00467***	0,02148**	0,02331**
México	0,01012**	0,01298**	0,01458**
Uruguay	0,05146*	0,04429**	0,04566**

Nota Cuadro 9A: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la regla de Taylor correspondiente a un modelo asimétrico con suavizamiento con coeficientes heterogéneos y con constante. Se compara la caminata aleatoria contra esta especificación (0000 por la notación planteada anteriormente) con tres diferentes medidas de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

Cuadro 10A. Valores-p de la prueba CW evaluado en las seis divisas latinoamericanas. Modelo asimétrico sin suavizamiento con coeficientes heterogéneos y con constante (0100).

Moneda/Brecha	Filtro H-P	Lineal	Cuadrático
Colombia	0,00928***	0,00051***	0,00093***
Argentina	0,00391***	0,00235***	0,00222***
Brasil	0,07329*	0,00995***	0,01037**
Chile	0,00641***	0,05498*	0,05928*
México	0,01019**	0,01071**	0,01227**
Uruguay	0,06509*	0,04464**	0,04636**

Nota Cuadro 10A: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la regla de Taylor correspondiente a un modelo asimétrico sin suavizamiento con coeficientes heterogéneos y con constante. Se compara la caminata aleatoria contra esta especificación (0100 por la notación planteada anteriormente) con tres diferentes medidas de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

Cuadro 11A. Valores-p de la prueba CW evaluado en las seis divisas latinoamericanas. Modelo asimétrico sin suavizamiento con coeficientes homogéneos y sin constante (0111).

Moneda/Brecha	Filtro H-P	Lineal	Cuadrático
Colombia	0,37301	0,01191**	0,02293**
Argentina	0,00211***	0,00166***	0,00304***
Brasil	0,31205	0,84862	0,81258
Chile	0,04921**	0,08101*	0,08346*
México	0,01661**	0,00631***	0,00848***
Uruguay	0,07323*	0,04513**	0,05661*

Nota Cuadro 11A: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la regla de Taylor correspondiente a un modelo asimétrico sin suavizamiento con coeficientes homogéneos y sin constante. Se compara la caminata aleatoria contra esta especificación (0111 por la notación planteada anteriormente) con tres diferentes medidas de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

Cuadro 12A. Valores-p de la prueba CW evaluado en las seis divisas latinoamericanas. Modelo asimétrico sin suavizamiento con coeficientes homogéneos y con constante (0110).

Moneda/Brecha	Filtro H-P	Lineal	Cuadrático
Colombia	0,37301	0,01191**	0,02293**
Argentina	0,00211***	0,00166***	0,00304***
Brasil	0,31205	0,84862	0,81258
Chile	0,04921**	0,08101*	0,08346*
México	0,01661**	0,00631***	0,00848***
Uruguay	0,07323*	0,04513**	0,05661*

Nota Cuadro 12A: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la regla de Taylor correspondiente a un modelo asimétrico sin suavizamiento con coeficientes homogéneos y con constante. Se compara la caminata aleatoria contra esta especificación (0110 por la notación planteada anteriormente) con tres diferentes medidas de la brecha del producto (Tendencia Lineal, Tendencia Cuadrática y Filtro Hodrick Prescott). *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

APÉNDICE B. TABLAS 1B-5B

A continuación se presentan las tablas adicionales 1B-5B correspondientes a los estadísticos de la prueba CW con sus respectivos valores-p. La prueba CW se evalúa en cada una de las especificaciones posibles de los modelos alternativos sustentados en los fundamentos de la paridad no cubierta de intereses (PNCI), la paridad de poder adquisitivo (PPA) y de un modelo monetario con precios flexibles para el conjunto de divisas de la muestra.

Cuadro 1B. Valores-p de la prueba CW evaluado en las seis divisas latinoamericanas. Modelo basado en los fundamentos de la Paridad No Cubierta de intereses (PNCI).

Moneda/Estimación	Constante	Sin constante
Colombia	0,56104	0,93711
Argentina	0,00108***	0,00131***
Brasil	0,93024	0,84036
Chile	0,11177	0,16178
México	0,02339**	0,05999*
Uruguay	0,06979*	0,06813*

Nota Cuadro 1B: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la Paridad no Cubierta de intereses (PNCI). Se compara la caminata aleatoria contra esta especificación estimada con y sin constante. *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

Cuadro 2B. Valores-p de la prueba CW evaluado en las seis divisas latinoamericanas. Modelo basado en los fundamentos de la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA).

Moneda/Estimación	Constante	Sin constante
Colombia	0,55609	0,03308**
Argentina	0,00081***	0,00562***
Brasil	0,52636	0,11588
Chile	0,13329	0,01339**
México	0,02963**	0,07371*
Uruguay	0,05856*	0,97292

Nota Cuadro 2B: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA). Se compara la caminata aleatoria contra esta especificación estimada con y sin constante. *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

Cuadro 3B. Valores-p de la prueba CW evaluado en las seis divisas latinoamericanas. Modelo basado en los fundamentos del modelo monetario con elasticidad de demanda igual a 0.

Moneda/Estimación	Constante	Sin constante
Colombia	0,24632	0,30901
Argentina	0,00014***	0,00054***
Brasil	0,68413	0,22871
Chile	0,04857**	0,06931*
México	0,00971***	0,04702**
Uruguay	0,03202**	0,77391

Nota Cuadro 3B: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de un modelo monetario con precios flexibles y elasticidad de demanda dinero-ingreso igual a 0 ($k=0$). Se compara la caminata aleatoria contra esta especificación estimada con y sin constante. *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

Cuadro 4B. Valores-p de la prueba CW evaluado en las seis divisas latinoamericanas. Modelo basado en los fundamentos del modelo monetario con elasticidad de demanda igual a 1.

Moneda/Estimación	Constante	Sin constante
Colombia	0,56173	0,05403*
Argentina	0,00022***	0,00403***
Brasil	0,65364	0,00638***
Chile	0,13575	0,10781
México	0,00988***	0,03505**
Uruguay	0,06845*	0,95331

Nota Cuadro 4B: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de un modelo monetario con precios flexibles y elasticidad de demanda dinero-ingreso igual a 1 ($k=1$). Se compara la caminata aleatoria contra esta especificación estimada con y sin constante. *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

Cuadro 5B. Valores-p de la prueba CW evaluado en las seis divisas latinoamericanas. Modelo basado en los fundamentos del modelo monetario con elasticidad de demanda igual a 3.

Moneda/Estimación	Constante	Sin constante
Colombia	0,55675	0,53202
Argentina	0,00206***	0,00281***
Brasil	0,53298	0,31188
Chile	0,13986	0,05691*
México	0,01009**	0,02159**
Uruguay	0,11378	0,98381

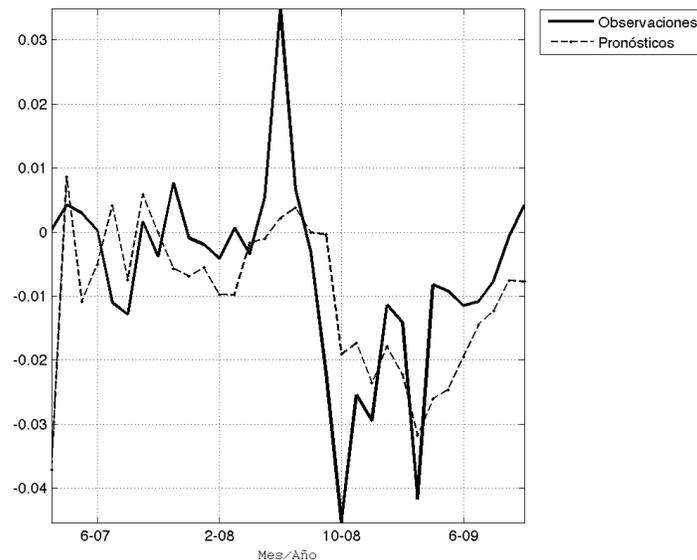
Nota Cuadro 5B: Se presentan los valores-p para un mes adelante de la prueba CW de la hipótesis nula de igual habilidad predictiva entre una caminata aleatoria y un modelo estructural basado en los fundamentos de un modelo monetario con precios flexibles y elasticidad de demanda dinero-ingreso igual a 1 ($k=3$). Se compara la caminata aleatoria contra esta especificación estimada con y sin constante. *, ** y *** indica que el modelo estructural tiene significativamente mayor capacidad predictiva que una caminata aleatoria a niveles de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente, basado en los valores críticos de una normal estándar para una prueba de una cola.

APÉNDICE C. GRÁFICAS 1C-12C

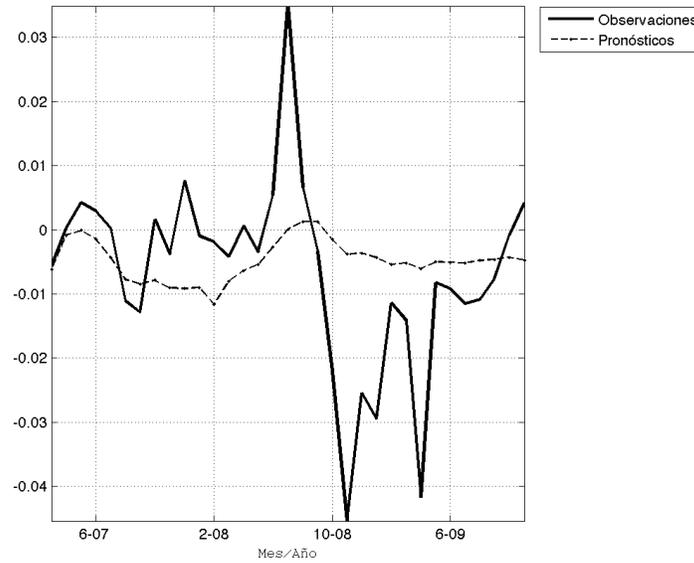
A continuación se presenta las gráficas 1C - 12C que presentan las observaciones y pronósticos realizados de la variación de la tasa de cambio nominal para el conjunto de divisas respecto al dólar. Los pronósticos corresponden al modelo con el mejor desempeño tanto para la especificación basada en la regla de Taylor y al modelo alternativo respectivo a cada divisas. Acerca de la especificación basada en la regla de Taylor, ésta corresponde a un modelo simétrico, con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y constante. Además la brecha del producto escogida para la estimación es aquella con menor valor-p en la tabla 3A. En el caso del modelo alternativo, la estimación o no de la constante dependerá de aquella especificación alternativa con el menor valor-p, lo cual puede observarse en los Cuadros 1B a 5B.

Gráfica 1C. Observaciones y pronósticos de la variación de la tasa de cambio nominal dólar/peso argentino.

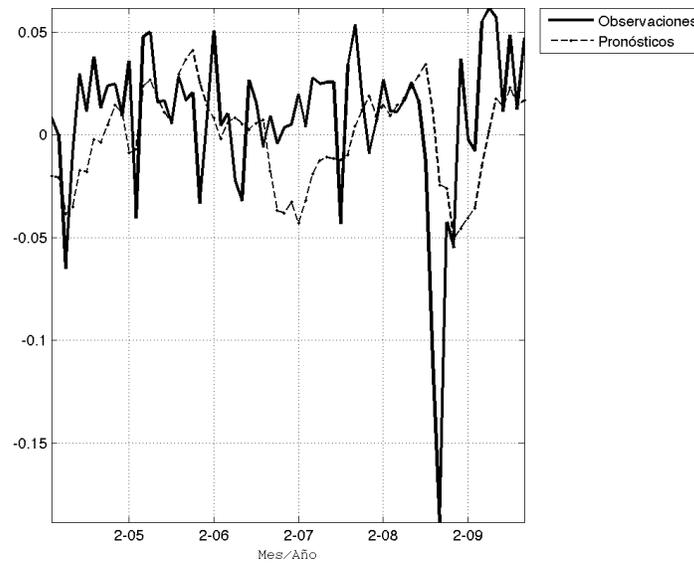
Modelo simétrico con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y constante.



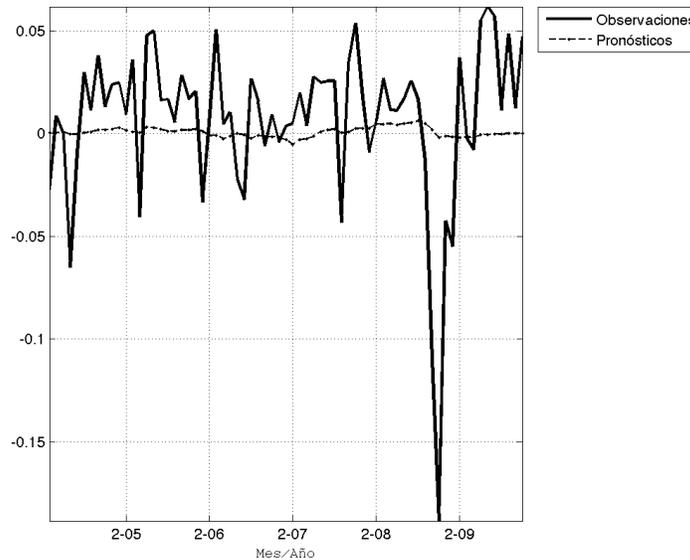
Gráfica 2C. Observaciones y pronósticos de la variación de la tasa de cambio nominal dólar/peso argentino.
Modelo de precios flexibles con $k=0$.



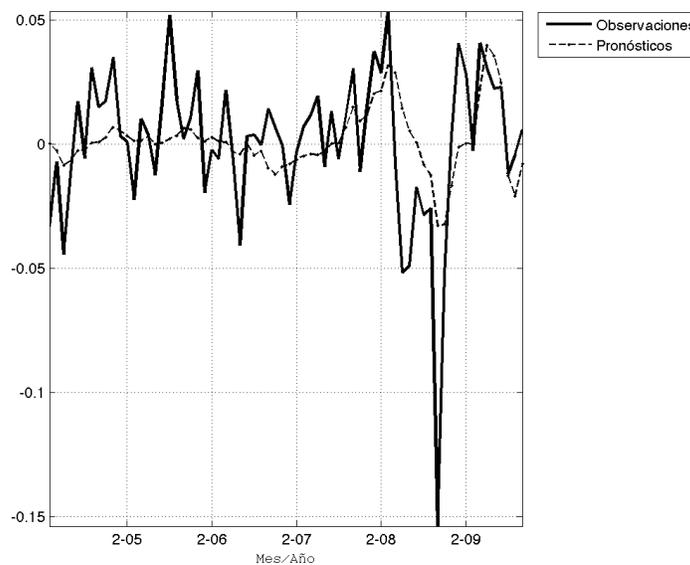
Gráfica 3C. Observaciones y pronósticos de la variación de la tasa de cambio nominal dólar/real brasileño.
Modelo simétrico con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y constante.



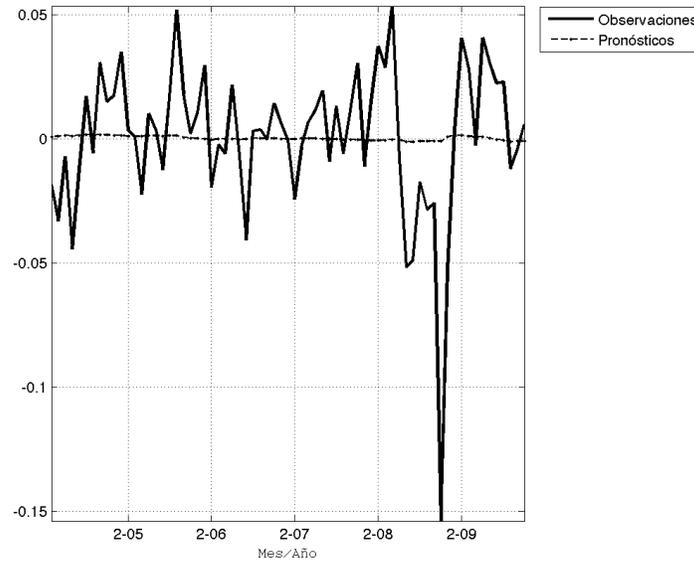
Gráfica 4C. Observaciones y pronósticos de la variación de la tasa de cambio nominal dólar/real brasileño.
Modelo de precios flexibles con $k=1$.



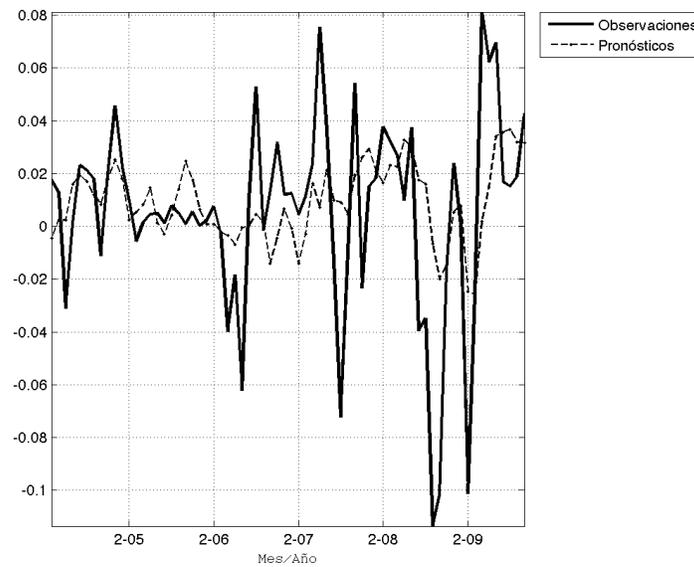
Gráfica 5C. Observaciones y pronósticos de la variación de la tasa de cambio nominal dólar/peso chileno.
Modelo simétrico con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y constante.



Gráfica 6C. Observaciones y pronósticos de la variación de la tasa de cambio nominal dólar/peso chileno.
Modelo basado en los fundamentos de la Paridad de Poder Adquisitivo.

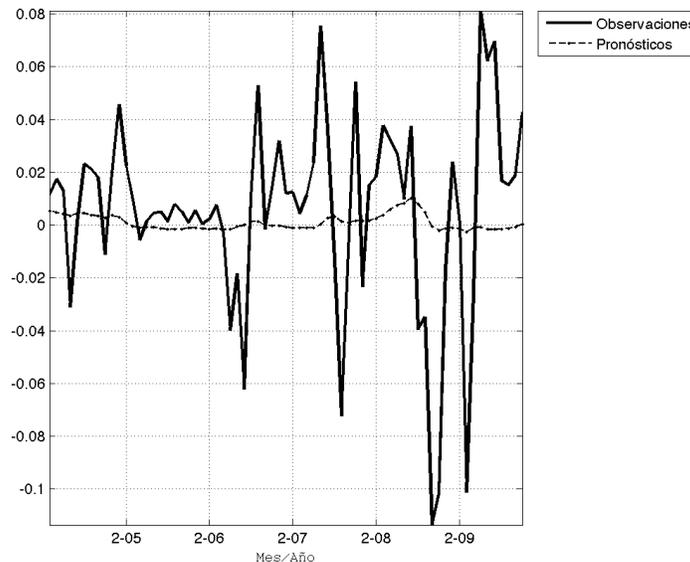


Gráfica 7C. Observaciones y pronósticos de la variación de la tasa de cambio nominal dólar/peso colombiano.
Modelo simétrico con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y constante.



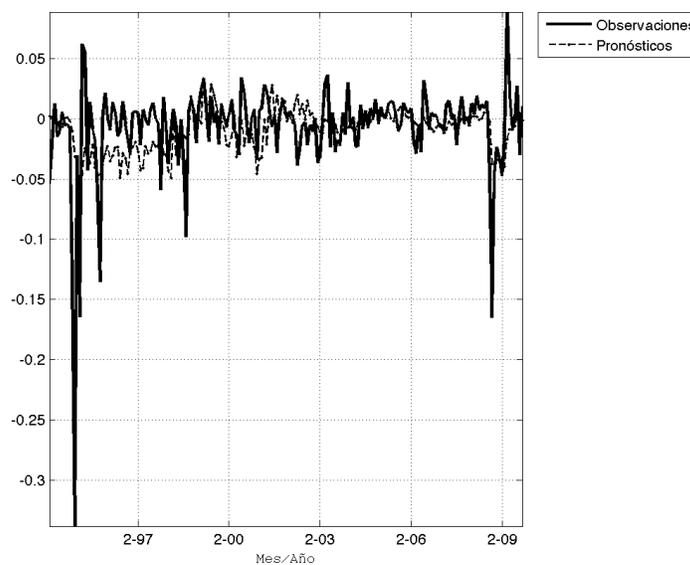
Gráfica 8C. Observaciones y pronósticos de la variación de la tasa de cambio nominal dólar/peso colombiano.

Modelo basado en los fundamentos de la Paridad de Poder Adquisitivo

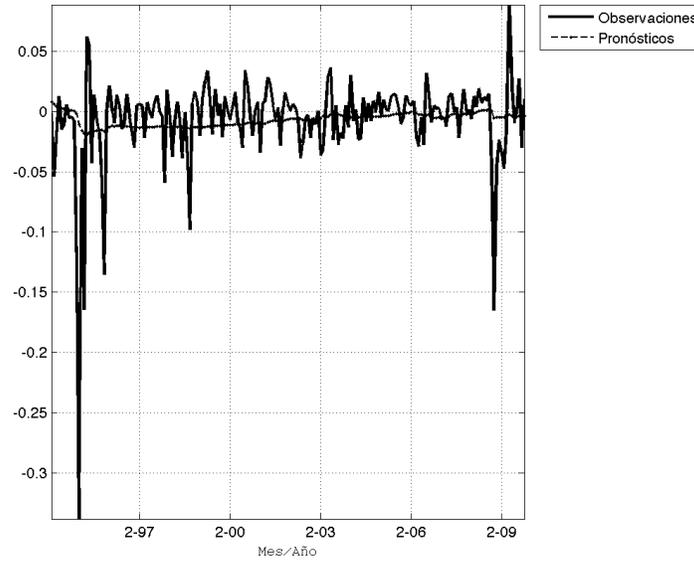


Gráfica 9C. Observaciones y pronósticos de la variación de la tasa de cambio nominal dólar/peso mexicano.

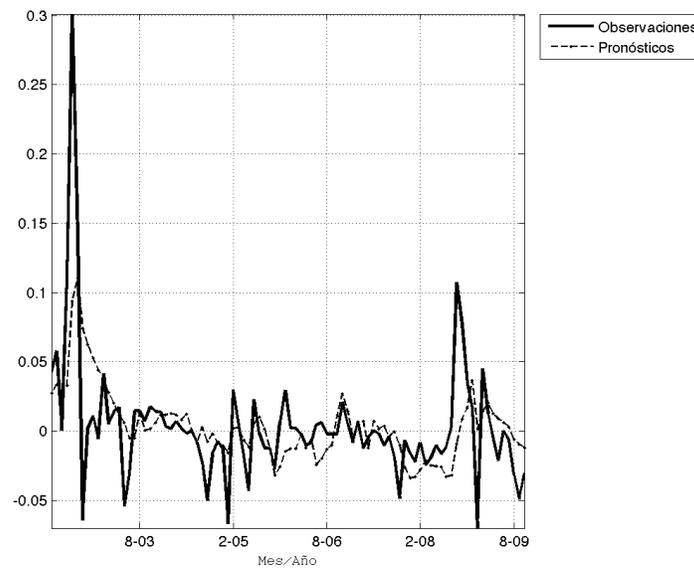
Modelo simétrico con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y constante.



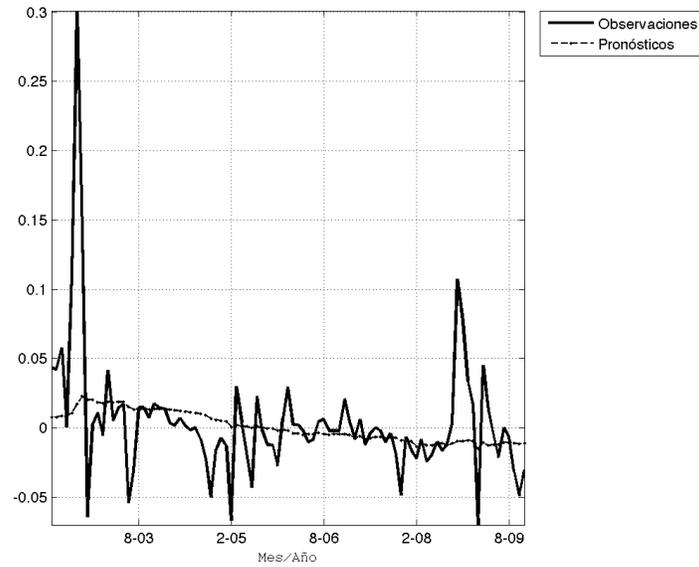
**Gráfica 10C. Observaciones y pronósticos de la variación de la tasa de cambio nominal dólar/peso mexicano.
Modelo de precios flexibles con $k=0$.**



**Gráfica 11C. Observaciones y pronósticos de la variación de la tasa de cambio nominal dólar/peso uruguayo.
Modelo simétrico con suavizamiento, coeficientes heterogéneos y constante.**



**Gráfica 12C. Observaciones y pronósticos de la variación de la tasa de cambio nominal dólar/peso uruguayo.
Modelo de precios flexibles con $k=0$.**



APÉNDICE D. DIFERENCIA DE ERRORES CUADRÁTICOS MEDIOS DE PREDICCIÓN AJUSTADA (DECP-AJ). PRUEBA CLARK Y WEST

En la comparación de pronósticos es habitual el uso del error cuadrático medio como criterio de selección. Sin embargo siguiendo a Clark y West (2006, 2007), este criterio adolece de un sesgo si se utiliza en modelos anidados. En estos trabajos se expone que al usarse el error cuadrático medio como mecanismo de evaluación de habilidad predictiva en una pareja de modelos anidados, se obtiene para el modelo parsimonioso, un error cuadrático medio de predicción más pequeño que el correspondiente modelo anidado a este.

Este resultado parte no necesariamente de mayor capacidad predictiva del modelo simple, sino debido al sesgo presente en la construcción del diferencial de errores cuadráticos medios de predicción. Por lo tanto, Clark y West (2006, 2007) sugieren que procurando una evaluación correcta de modelos anidados, al momento de construir un estadístico que evalúe este diferencial se tenga en cuenta una corrección que elimine el sesgo a favor del modelo parsimonioso.

Sea el modelo 1 el modelo parsimonioso y el modelo 2, el modelo más largo que anida al primero y sea y_t una variable aleatoria cuya predicción es de interés. Tenemos que el modelo parsimonioso usa el vector X_{1t} para predecir y_t y el modelo alternativo usa el vector X_{2t} con elementos que conforman un subconjunto estricto de X_{2t} , así:

$$\text{Modelo 1: } y_t = X'_{1t}\beta_1^* + e_{1t}, \quad E(e_{1t}X_{1t}) = 0,$$

$$\text{Modelo 2: } y_t = X'_{1t}\Gamma^* + W'_t\Theta^* + e_{2t} \equiv X'_{2t}\beta_2^* + e_{2t}, \quad X'_{2t} \equiv (X'_{1t}, W'_t)', \quad \beta_2^* = (\Gamma^*, \Theta^*)', \\ E(e_{2t}X_{2t}) = 0.$$

El modelo 2 anida al modelo 1, dado que si $\Theta^* = 0$ el modelo 2 queda reducido al modelo 1 y por lo tanto $\Gamma^* = \beta_1^*$. Así bajo el escenario nulo ($\Theta^* = 0$) tenemos que:

$$\beta_2^* = (\beta_1^*, 0')$$

$$X'_{1t}\beta_1^* = X'_{2t}\beta_2^*$$

$$e_{1t} = e_{2t} = e_t$$

El propósito de la prueba de Clark y West es examinar si el valor esperado de la diferencia de errores cuadráticos de predicción entre ambos modelos es igual

$$(D.1) \quad E(e_{1t}^2 - e_{2t}^2) = 0$$

Y se considera como alternativa, que las variables adicionales del conjunto contenido por X_{2t} frente a X_{1t} - W_t - proveen de habilidad predictiva al modelo 2, por lo tanto con $\Theta^* \neq 0$:

$$(D.2) \quad E(e_{1t}^2 - e_{2t}^2) > 0; E(e_{1t}W_t') \neq 0$$

Para detallar la evaluación sobre esta hipótesis consideraremos por simplicidad que los pronósticos se realizan un periodo adelante. Sea la muestra total $T+1$ ⁷, las observaciones reservadas para la comparación de pronóstico P y las observaciones que son usadas en la estimación del modelo para el primer pronóstico R tenemos que $R+P=T+1$. Con $\hat{\beta}_{1t}$ y $\hat{\beta}_{2t}$ los coeficientes estimados por mínimos cuadrados construidos bajo un esquema *rolling* sobre observaciones rezagadas frente a la variable rezagada.

Escribiendo los pronósticos y los errores de pronóstico del modelo parsimonioso y el modelo ampliado respectivamente como:

Modelo 1:

$$\hat{y}_{1t,t+1} = X'_{1t,t+1}\hat{\beta}_{1t}$$

$$\hat{e}_{1t,t+1} \equiv y_{t+1} - \hat{y}_{1t,t+1}$$

Modelo 2:

$$\hat{y}_{2t,t+1} = X'_{2t,t+1}\hat{\beta}_{2t}$$

$$\hat{e}_{2t,t+1} \equiv y_{t+1} - \hat{y}_{2t,t+1}$$

Podemos expresar la diferencia de los errores cuadráticos de predicción del modelo parsimonioso y el modelo ampliado es igual en el periodo $t+1$ a:

$$(D.3) \quad \hat{e}_{1t,t+1}^2 - \hat{e}_{2t,t+1}^2 = (y_{t+1} - \hat{y}_{1t,t+1})^2 - (y_{t+1} - \hat{y}_{2t,t+1})^2$$

⁷El uso de esta expresión facilita la notación, más adelante, de la construcción de los errores cuadráticos medios de predicción. Se podría utilizar la expresión total de la muestra como $R+P=T$, sin embargo, así, la ponderación de la diferencia de errores cuadráticos medios debería hacerse sobre $(P-1)$ o la sumatoria de errores cuadráticos medios se consideraría entre $R-1$ a T .

$$\hat{e}_{1t,t+1}^2 - \hat{e}_{2t,t+1}^2 = -2y_{t+1}\hat{y}_{1t,t+1} + \hat{y}_{1t,t+1}^2 + 2y_{t+1}\hat{y}_{2t,t+1} - \hat{y}_{2t,t+1}^2$$

Separando $\hat{y}_{1t,t+1}^2$ en $2\hat{y}_{1t,t+1} - \hat{y}_{1t,t+1}^2$ y sumando un cero $2\hat{y}_{1t,t+1}\hat{y}_{2t,t+1} - 2\hat{y}_{1t,t+1}\hat{y}_{2t,t+1}$ se reescribe como

$$(D.4) \quad \hat{e}_{1t,t+1}^2 - \hat{e}_{2t,t+1}^2 = -2y_{t+1}\hat{y}_{1t,t+1} + 2\hat{y}_{1t,t+1}^2 - \hat{y}_{1t,t+1}^2 + 2y_{t+1}\hat{y}_{2t,t+1} - \hat{y}_{2t,t+1}^2 + 2\hat{y}_{1t,t+1}\hat{y}_{2t,t+1} - 2\hat{y}_{1t,t+1}\hat{y}_{2t,t+1}$$

Agrupando

$$\hat{e}_{1t,t+1}^2 - \hat{e}_{2t,t+1}^2 = -2((y_{t+1} - \hat{y}_{1t,t+1})(\hat{y}_{1t,t+1} - \hat{y}_{2t,t+1})) - (\hat{y}_{1t,t+1} - \hat{y}_{2t,t+1})^2$$

Sustituyendo por las definiciones de $\hat{y}_{1t,t+1}$ y $\hat{y}_{2t,t+1}$

$$\hat{e}_{1t,t+1}^2 - \hat{e}_{2t,t+1}^2 = -2(\hat{e}_{1t,t+1}(X'_{1t,t+1}\hat{\beta}_{1t} - X'_{2t,t+1}\hat{\beta}_{2t})) - (\hat{y}_{1t,t+1} - \hat{y}_{2t,t+1})^2$$

$$(D.5) \quad \hat{e}_{1t,t+1}^2 - \hat{e}_{2t,t+1}^2 = -2(\hat{e}_{1t,t+1}X'_{1t,t+1}\hat{\beta}_{1t} - \hat{e}_{1t,t+1}X'_{2t,t+1}\hat{\beta}_{2t}) - (\hat{y}_{1t,t+1} - \hat{y}_{2t,t+1})^2$$

Y considerando todo el conjunto de la muestra, se puede escribir la diferencia del desempeño de ambos modelos en términos de errores cuadráticos medios ($\hat{\sigma}_1^2 - \hat{\sigma}_2^2$) igual a:

$$(D.6) \quad \hat{\sigma}_1^2 - \hat{\sigma}_2^2 = P^{-1} \sum_{t=R}^T \hat{e}_{1t,t+1}^2 - P^{-1} \sum_{t=R}^T \hat{e}_{2t,t+1}^2$$

Y usando el resultado de la Ecuación (D.5):

$$(D.7) \quad \hat{\sigma}_1^2 - \hat{\sigma}_2^2 = -2P^{-1} \sum_{t=R}^T (\hat{e}_{1t,t+1}(X'_{1t,t+1}\hat{\beta}_{1t} - X'_{2t,t+1}\hat{\beta}_{2t})) - P^{-1} \sum_{t=R}^T (\hat{y}_{1t,t+1} - \hat{y}_{2t,t+1})^2$$

$$(D.8) \quad \hat{\sigma}_1^2 - \hat{\sigma}_2^2 = -2P^{-1} \sum_{t=R}^T (\hat{e}_{1t,t+1}(\hat{y}_{1t,t+1} - \hat{y}_{2t,t+1}) - P^{-1} \sum_{t=R}^T (\hat{y}_{1t,t+1} - \hat{y}_{2t,t+1})^2$$

Dado que bajo la hipótesis nula, e_{1t} no está correlacionado con X_{1t} o X_{2t} , es razonable que:

$$-2P^{-1} \sum_{t=R}^T \hat{e}_{1t,t+1} X'_{1t,t+1} \hat{\beta}_{1t} \approx 0$$

y

$$-2P^{-1} \sum_{t=R}^T \hat{e}_{1t,t+1} X'_{2t,t+1} \hat{\beta}_{2t} \approx 0$$

por lo tanto:

$$-2P^{-1} \sum_{t=R}^T (\hat{e}_{1t,t+1}(\hat{y}_{1t,t+1} - \hat{y}_{2t,t+1})) \approx 0$$

En este punto se tiene que en la Ecuación (D.8), el término $-P^{-1} \sum_{t=R}^T (\hat{y}_{1t,t+1} - \hat{y}_{2t,t+1})^2 < 0$ y se puede esperar que en total la expresión de la Ecuación (D.8) es decir la diferencia $\hat{\sigma}_1^2 - \hat{\sigma}_2^2$ sea negativa. Estos resultados muestran que el error cuadrático medio de predicción del modelo parsimonioso es mejor que el registrado por el modelo alternativo, cuando el primero está anidado en el segundo.

Partiendo de este resultado que encuentran Clark y West (2006,2007) ellos sugieren que el ajuste obvio para centrar el estadístico construido en esta diferencia, bajo la hipótesis nula, es mediante la corrección del término negativo:

$$(D.9) \quad Ajuste = P^{-1} \sum_{t=R}^T (\hat{y}_{1t+1} - \hat{y}_{2t+1})^2$$

Así la diferencia de errores cuadráticos medios de predicción ajustada (DECP-AJ) es igual a:

$$\hat{\sigma}_1^2 - (\hat{\sigma}_2^2 - Ajuste) = P^{-1} \sum_{t=R}^T \hat{e}_{1t+1}^2 - (P^{-1} \sum_{t=R}^T \hat{e}_{2t+1}^2 - P^{-1} \sum_{t=R}^T (\hat{y}_{1t+1} - \hat{y}_{2t+1})^2)$$

$$(D.10) \quad \hat{\sigma}_1^2 - (\hat{\sigma}_2^2 - Ajuste) = -2P^{-1} \sum_{t=R}^T (\hat{e}_{1t+1}(\hat{y}_{1t+1} - \hat{y}_{2t+1}))$$

En el caso que el modelo parsimonioso sea una caminata aleatoria, lo que es un marco de referencia habitual en la literatura de pronóstico de la variación de la tasa de cambio nominal y_{t+1} , se puede reescribir la Ecuación (D.10) a sabiendas que:

- El pronóstico del modelo de referencia:

$$\hat{y}_{1t+1} = 0$$

- El error cuadrático de predicción:

$$\hat{e}_{1t+1} = y_{t+1}$$

- El pronóstico del modelo alternativo:

$$\hat{y}_{2t+1} = X'_{2t+1} \hat{\beta}_{2t}$$

Se usan las anteriores expresiones de la Ecuación (D.10) tenemos que:

$$(D.11) \quad \hat{\sigma}_1^2 - (\hat{\sigma}_2^2 - Ajuste) = 2P^{-1} \sum_{t=R}^T (y_{1t,t+1} X'_{2t,t+1} \hat{\beta}_{2t})$$

La construcción del estadístico de Clark y West (2007) considerando $\hat{e}_{1t,t+1}$ y $\hat{e}_{2t,t+1}$ los errores de predicción un paso adelante del modelo de referencia y el alternativo respectivamente, se construya $\hat{f}_{t+1} = \hat{e}_{1t,t+1}^2 - [\hat{e}_{2t,t+1}^2 - (\hat{y}_{1t,t+1} - \hat{y}_{2t,t+1})^2]$ entendido como la diferencia de errores cuadráticos medios de predicción ajustada. Y con \bar{f} como la correspondiente media muestral ($\bar{f} = P^{-1} \sum_{t=R}^T \hat{f}_{t+1}$) el estadístico Clark y West o CW es igual a:

$$CW = \sqrt{\frac{P}{\hat{\sigma}_{\bar{f}}^2}} \bar{f}$$

donde $\hat{\sigma}_{\bar{f}}^2$ es la varianza muestral de ese promedio muestral. Este estadístico tiene asintóticamente una distribución normal estándar siguiendo los resultados de Clark y West (2006, 2007) cuando el modelo de referencia es una caminata aleatoria.