

ESTIMADORES OBTENIDOS DE LA HIPÓTESIS DE EFICIENCIA ESPECULATIVA EN EL MERCADO CAMBIARIO

Roberto Hernández-Paniagua*

Tecnológico de Monterrey, Campus Ciudad de México

(Recibido 18 de febrero 2003, aceptado 19 de septiembre 2003)

Resumen

Basado en el análisis clásico de los modelos de regresión lineal por el método de mínimos cuadrados ordinarios (OLS), se prueba la eficiencia de los estimadores muestrales obtenidos de la ecuación de la hipótesis de eficiencia especulativa (SEH), relacionada con la teoría de la Paridad de las Tasas de Interés (IRP) para el periodo de transición democrática del año 2000 en México. Asimismo, se evalúan los sistemas de determinación de los tipos de cambio forward en los mercados cambiarios.

Abstract

Based on the classic model of lineal regression by the method of ordinary least squares (OLS), the efficiency of the sample estimators obtained from the Speculative Efficiency Hypothesis (SEH), which is related to the Theory of Interest Rate Parity (IRP) during the period of democratic transition in July 2000 in Mexico is proven. Also, we evaluate the systems of determination of the forward exchange rates in the exchange markets.

Clasificación JEL: C12, F31

Palabras clave: Paridad de tasas de interés, Arbitraje internacional

* Tecnológico de Monterrey, Campus Ciudad de México. Calle del Puente 222, Col. Ejidos de Huipulco, Deleg. Tlalpan, México D.F. Teléfono: +52(55)5483 2020 ext. 1305. Correo electrónico: 00969726@academ01.ccm.itesm.mx

El autor desea agradecer el apoyo de la Maestra Esperanza Sainz López por su invaluable ayuda y sugerencias al presente documento de investigación.

1. Introducción

El motivo por investigar la eficiencia de los estimadores obtenidos de la regresión de la hipótesis de eficiencia especulativa (SEH), a partir de la teoría de la Paridad de las Tasas de Interés (IRP) es que, en fechas cercanas a las elecciones presidenciales del año 2000 en México se pudo apreciar que, a pesar de que las tasas de interés domésticas se incrementaron de manera importante con las políticas restrictivas establecidas por el Banco de México, el tipo de cambio se comportó de una forma impredecible de acuerdo con la Teoría de la Paridad de las Tasas de interés, ya que no sólo mantuvo su cotización frente al dólar, sino que se apreció.

En diversos estudios dentro de la literatura de finanzas internacionales, se menciona la teoría de la Paridad de las Tasas de Interés como una de las relaciones más reconocidas. Esta teoría establece que el tipo de cambio reflejará cambios en su cotización con relación a los diferenciales de tasas de interés de los países involucrados. Sin embargo, en el caso mexicano existe la duda de que si son realmente las tasas de interés las que pueden explicar las cotizaciones de las monedas. En muchas ocasiones, se puede observar que los aspectos de carácter político ocasionan presiones sobre una moneda determinada (Carstens, 1987), también se mencionan problemas de información asimétrica (Werner, 1997) y rebalanceo de portafolios entre los grandes bancos mundiales (Lyons, 1997). Entonces ¿qué se puede decir de la eficiencia de la IRP y sus estimadores para establecer pronósticos del tipo de cambio peso/dólar?

El siguiente documento de trabajo se dividirá en tres partes. En la primera parte, se revisarán los conceptos subyacentes a la teoría de la Paridad de las Tasas de Interés; tales como las condiciones de equilibrio en los mercados de divisas, la Ley de un sólo precio y el arbitraje sobre el proceso de formación de precios *spot* y *forward* en los mercados internacionales de divisas y, por último, de la estrecha relación entre estas variables.

En la segunda parte, se enunciará el modelo *SEH* de regresión lineal, y se probará por el método de mínimos cuadrados ordinarios. Para ello, se analizará la serie de tiempo diaria de la cotización peso/dólar *spot* durante el periodo del 2 de octubre de 1998 al 14 de noviembre del 2000. De la misma forma y en el mismo periodo, se construirá una serie de tiempo sintética *forward* utilizando la IRP, la cual se analizará junto con la original para explicar el porqué de las diferencias. En el apartado final, se presentará un cuadro resumen de todas las pruebas realizadas al modelo y se formularán algunas conclusiones y recomendaciones al mismo.

2. La Paridad de las Tasas de Interés

La determinación de los tipos de cambio en el futuro viene dada por la teoría de la Paridad de las Tasas de Interés. Los tipos de cambio adelantados (*forward exchange rates*) y los tipos de cambio al día (*spot exchange rates*) se encuentran interrelacionados por el mismo tipo de arbitraje que regula la Ley de un sólo precio.¹

¹ Esta Ley se mantiene cuando un activo contingente tiene el mismo valor bajo cualquier estrategia de inversión que lo replique. Véase Pliska (2001).

La Ley de un sólo precio es válida para un modelo de mercado de divisas si no existen dos estrategias de inversión, que en el tiempo de su realización ($t + 1$) tengan un rendimiento igual, pero que en el tiempo de su formación (t) el costo sea diferente, lo anterior puede ser expresado de la siguiente forma :

“Se viola la ley de un sólo precio cuando existen dos estrategias de inversión H_1 y H_2 tal que el valor del portafolio de divisas en el tiempo $t + 1$ sea $V_1(w) = V_2(w)$, para todo $w \in \Omega$, pero $V_1 \neq V_2$ en el tiempo t .”

Por otra parte, la Teoría de la Paridad de las Tasas de Interés implica que si las tasas de interés domésticas son mayores que las tasas de interés foráneas, la moneda foránea se estaría vendiendo a *premio* en el mercado *forward*. De manera contraria, si las tasas de interés domésticas fueran menores que las tasas de interés foráneas, la moneda foránea se estaría vendiendo a *descuento*.²

El movimiento de fondos entre dos divisas con el fin de tomar ventaja de los diferenciales entre las tasas de interés, es también un factor determinante del *spread* entre las tasas *spot* y *forward*; de hecho, el premio o descuento *forward* está íntimamente relacionado al diferencial entre las tasas de interés. En un mercado eficiente sin costos de transacción, el diferencial de tasas de interés deberá ser aproximadamente igual al diferencial en el tipo de cambio *forward*. Cuando esta condición se cumple, se dice que la tasa *forward* está en paridad de interés y el mercado se encuentra en equilibrio.

La Paridad de las Tasas de Interés asegura, que el retorno de una posición cubierta en inversión en moneda foránea sólo igualará la tasa de interés doméstica sobre una inversión con idéntico riesgo. De tal forma, se eliminará la posibilidad de tener una “*máquina de hacer dinero*”. Cuando esta condición se cumple, el diferencial cubierto de tasas de interés es cero. Si esto no se cumple, existen oportunidades de arbitraje al mover dinero de un mercado a otro.³ Cuando la Ley de un sólo precio falla, existen oportunidades de arbitraje, estas oportunidades de arbitraje pueden ser definidas como una estrategia H tal que: $V_0 = 0$, $V_1 \geq 0$ y $E[V_1] > 0$. Lo anterior, es equivalente a decir, que existe una probabilidad de obtener algún rendimiento positivo en el portafolio de divisas con un costo inicial de cero.

Regresando a la Teoría de la Paridad de las Tasas de Interés, ésta es frecuentemente aproximada con la siguiente ecuación: ⁴

$$F(t, T) = S(t) \frac{1 + i_d(T/360)}{1 + i_f(T/360)}, \quad (1)$$

donde i_d es la tasa de interés doméstica, i_f es la tasa de interés foránea, $F(t, T)$ es el tipo de cambio *forward* en el tiempo T y $S(t)$ es el tipo de cambio *spot*.

² Véase Ross, Westerfield and Jaffe (1996, pág.831) para una explicación más detallada.

³ Estas oportunidades son generalmente de corta duración, ya que al existir un desequilibrio en el mercado, las mismas condiciones de oferta y demanda harán que estas oportunidades desaparezcan en el corto plazo.

⁴ Es muy frecuente encontrar en libros o artículos de finanzas internacionales esta relación expresada en términos de tiempo continuo.

La Teoría de la Paridad de las Tasas de Interés es una de las mejores relaciones en finanzas internacionales. De hecho, en los mercados de eurodivisas, la tasa *forward* es calculada a partir de los diferenciales entre las dos monedas involucradas, utilizando las restricciones de no-arbitraje. Las desviaciones a partir de la paridad de las tasas de interés ocurren entre los mercados de capitales nacionales. Sin embargo, estas desviaciones tienden usualmente a ser pequeñas y de corto plazo, siempre y cuando se mantenga el control de capitales, la imposición de impuestos sobre pago de intereses a extranjeros y los costos de transacción.

El periodo de análisis que se eligió para la presente investigación comprende desde el 2 de octubre de 1998 al 14 de noviembre del 2000. Se eligió este periodo en virtud de que fue durante fechas posteriores a la elección del 2 de julio del 2000, que se observó en el mercado cambiario una apreciación del peso con respecto al dólar, lo cual era impredecible de conformidad con el comportamiento de las tasas de interés en ambos países y, por ende, con la IRP y los tipos de cambio *forward*.

Se consideró que para probar la eficiencia de la IRP en el corto plazo, los datos deberían ser de alta frecuencia.⁵ Es por ello, que se tomaron datos diarios de la cotización de cierre del tipo de cambio *spot* y de las tasas de interés de *Cetes* y *Libor overnight* a un día. De acuerdo con la fórmula de paridad de tasas de interés, se esperaba que si la tasa de interés doméstica aumentara por encima de la tasa de interés foránea, el tipo de cambio *forward* subiría de precio.

Se puede apreciar claramente en la gráfica 1, cómo a partir del mes de julio del 2000 existe un comportamiento estable del tipo de cambio, incluso con tendencia hacia la baja durante los meses de agosto y septiembre, para luego tener un pequeño repunte hacia el final del año. De igual forma, se observa en la gráfica 2, cómo se comportaron las tasas de interés de ambos países.⁶

En la gráfica 2, las tasas de interés de Estados Unidos se mantuvieron relativamente constantes durante el periodo de análisis, lo cual significó que el comportamiento de la tasa de interés en México debería ser muy similar al del tipo de cambio *spot*; lo anterior, parece cumplirse al inicio de la gráfica; sin embargo, para los periodos subsecuentes no es así del todo.

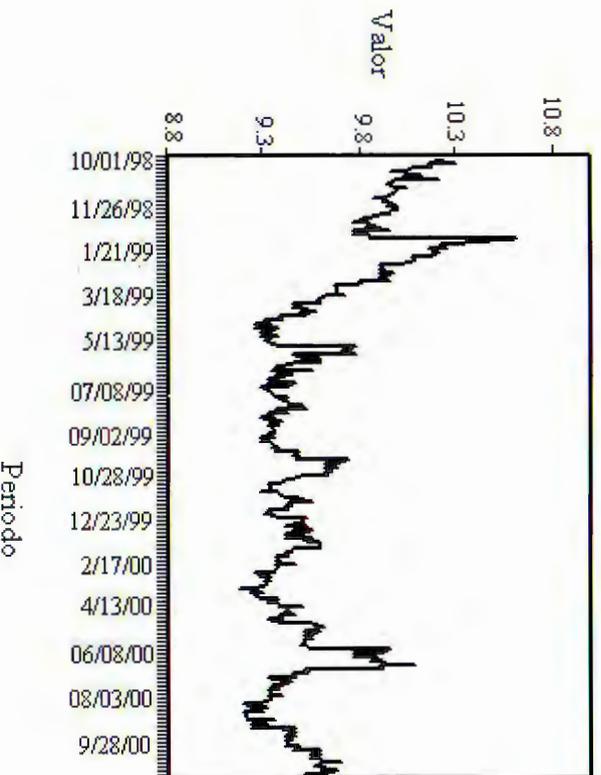
La relación existente entre las tasas de interés de ambos países tiende a aproximarse con el tiempo, en virtud de las metas inflacionarias de ambos gobiernos con respecto a diferentes acuerdos binacionales y con diferentes organismos internacionales.⁷ Además, recordemos que la IRP está muy relacionada con el diferencial inflacionario por medio de la paridad de poder de compra; de hecho, la teoría de la paridad de poder de compra puede ser vista como una teoría sustituta de la IRP, pero aplicable en un horizonte de largo plazo (Castro y Ortíz, 1996).

⁵ Se consideran datos de alta frecuencia aquellos que son de muy corto plazo (un día, una hora o inclusive por minutos).

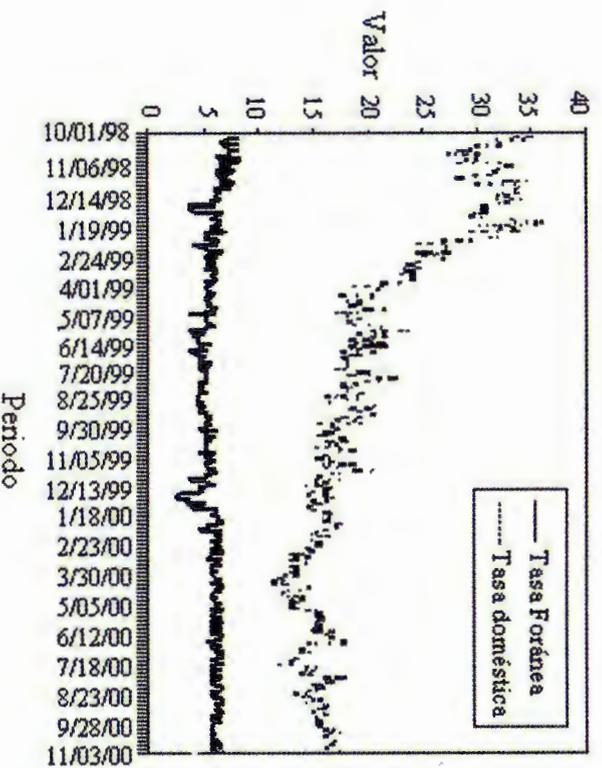
⁶ Se utilizaron tasas de interés de *Cetes* a un día y la *Libor overnight* por ser las tasas líderes del mercado de dinero en ambos países.

⁷ Acuerdos comerciales como *NAFTA (TLCAN)*, y acuerdos con organismos internacionales tales como el FMI, Banco Mundial y BID.

Gráfica 1. Comportamiento del tipo de cambio *spot*.

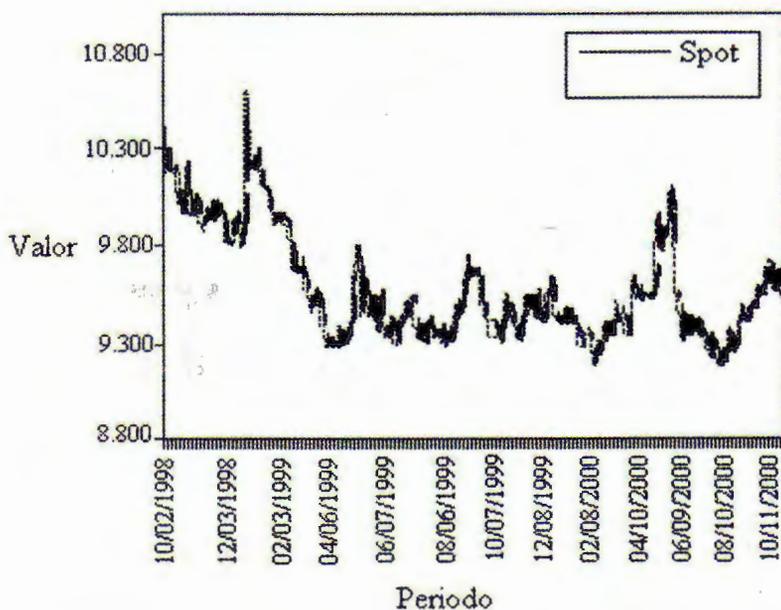


Gráfica 2. Comportamiento de las tasas de interés en México y EUA.



Aplicando la fórmula de la IRP (1) y estableciendo el periodo a un día, se puede observar en la gráfica 3 el comportamiento del tipo de cambio *forward* sintético durante el periodo de análisis, seleccionado conjuntamente con el tipo de cambio *spot*.

Gráfica 3. Comportamiento del tipo de cambio *spot* y *forward* Sintético.



La primera pregunta obligada sería ¿se parecen las gráficas 1 y 3? La respuesta es que a primera instancia sí, pero existe otra pregunta ¿Qué tan semejantes? Esto se validará con la realización de pruebas empíricas. Éstas consisten en la formulación de un modelo de regresión lineal por el método de mínimos cuadrados ordinarios, teniendo como variable dependiente el tipo de cambio *spot*, $S(t)$, y como variable independiente el tipo de cambio *forward*, $F(t, T)$, el cual involucra implícitamente los niveles de tasas de interés tanto en México como en los Estados Unidos por medio de la paridad de las tasas de interés, como se mencionó en la fórmula (1).

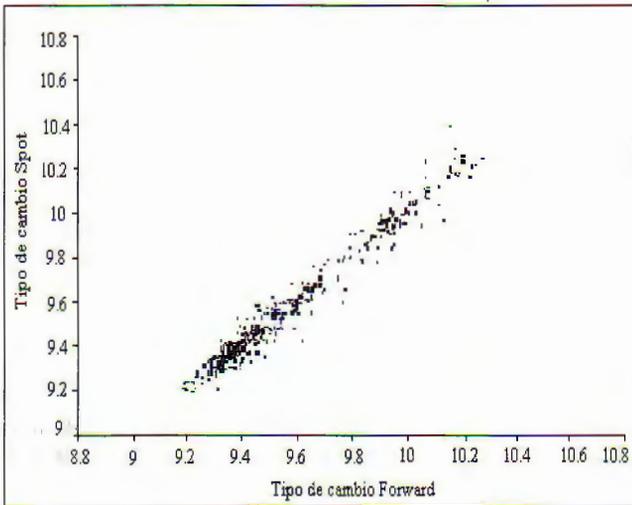
Sin embargo, para poder aplicar el método de regresión lineal por mínimos cuadrados ordinarios, se deben hacer algunas pruebas para verificar la existencia de una relación de tipo lineal entre las variables; en caso de que no existiera, será necesario efectuar transformaciones para obtener la relación buscada o utilizar un modelo de regresión no lineal (cuadrático o de otro orden superior).⁸

⁸ La transformación logarítmica es frecuentemente utilizada en el análisis de series de tiempo, en virtud de que permite analizar las diferencias suavizando los movimientos bruscos en la serie original.

Un método sencillo y frecuentemente utilizado es graficar la relación entre las variables y observar una probable existencia de un comportamiento lineal, una vez que se ha comprobado lo anterior, se puede proseguir con las pruebas. La relación del tipo de cambio *spot* y el tipo de cambio *forward* se presenta en la gráfica 4.

Evidentemente, la relación entre estas dos variables es lineal y no es necesario realizar transformación alguna, por tal motivo, se puede concluir que es factible la utilización de un método de regresión lineal para poder estimar que tan eficiente es en el corto plazo la IRP y el tipo de cambio *forward* sintético.

Gráfica 4. Tipo de cambio *spot* vs *forward*.



Sin embargo, en la misma gráfica se puede apreciar la existencia de algunas observaciones que no caen dentro de la tendencia lineal. Estas observaciones, tal vez puedan ocasionar algunos problemas no deseados dentro de los resultados del modelo.

Por tratarse de un análisis de datos en series de tiempo, se sugiere la verificación de la no-estacionariedad de la serie. Por tal motivo, se correrá en primera instancia una prueba de raíces unitarias para verificar la estacionariedad de la media y posteriormente una prueba de homoscedasticidad para verificar los segundos momentos.

Recordando un poco la teoría detrás de una prueba de raíces unitarias, pensemos en un modelo *AR*(1) representado por medio de la siguiente ecuación:

$$S_t = \mu + \beta_1 S_{t-1} + \epsilon_t, \tag{2}$$

donde si el valor de β_1 es estadísticamente igual a 1, estaríamos ante lo que comúnmente se denomina una caminata aleatoria con tendencia, (*random walk with a drift*)

De esta forma, la existencia de una raíz unitaria garantiza que todos los incrementos sobre el *drift* serán un ruido blanco puro y, por lo tanto, la serie no es estacionaria en la media. La prueba de hipótesis se establece de manera formal como: $H_0 : \beta_1 = 1$ (Existe una raíz unitaria) y $H_1 : \beta_1 \neq 1$ (No existe una raíz unitaria). Se usa la prueba Dickey-Fuller y los resultados son los siguientes:

Cuadro 1. Prueba de raíces unitarias para la serie de tipo de cambio *spot*.

Prueba ADF	-15.9050	1% Valor crítico*	-3.4446	
		5% Valor crítico	-2.8671	
		10% Valor crítico	-2.5697	
Variable	Coef.	Error típico	Estad.-t	Prob.
D(SPOT(-1))	-0.91142	0.05730	-15.9050	0.0000
D(SPOT(-1),2)	0.01529	0.04271	0.35816	0.7204
C	-0.00113	0.00219	-0.51800	0.6047
R^2	0.449094	Media Var. Dep.	4.00E-05	
$R^2 - ajustada$	0.447080	D.E. Var. Dep.	0.069126	
Error típico de regresión	0.051401	Criterio Akaike	-3.092884	
Suma resid. cuadrado	1.445200	Criterio Schwarz	-3.069376	
Verosimilitud Log	853.5432	Estad.-F	222.9550	
Estad. Durbin-Watson	1.998038	Prob(Estad.-F)	0.000000	

* Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria. Variable dependiente: D(SPOT,2). Muestra ajustada: 10/02/1998 a 11/14/2000. Observaciones: 550.

En virtud de que el estadístico t es menor (cae del lado izquierdo) que el valor crítico, se rechaza la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria y se concluye que la serie de tiempo del tipo de cambio *spot*, $S(t)$, es estacionaria en la media.

3. El Modelo SEH

En el caso que nos ocupa la ecuación de regresión que se correrá será la siguiente:

$$S(t+T) = \beta_0 + \beta_1 F(t, T) + \epsilon(t+T). \quad (3)$$

Esta ecuación se relaciona con la ecuación (1) debido a que la tasa *spot* en el tiempo $(t+T)$ debería ser aproximadamente igual a la tasa forward en (t, T) . En la ecuación (3), los valores de β_0 y β_1 deberían ser igual a cero y uno respectivamente, para que $F(t, T)$ sea eficiente. Esta ecuación es conocida como la hipótesis de eficiencia especulativa (SEH).⁹

⁹ Esta ecuación establece que el premio *forward* es un pronóstico insesgado de la apreciación del tipo de cambio.

Una vez que se obtienen los parámetros, se verificará que se cumplan las siguientes siete supuestos típicos acerca de las regresiones lineales.

1. Método bien especificado con β 's constantes y lineales en los parámetros,¹⁰
2. El valor esperado del error es igual a cero,
3. La varianza del error debe ser igual a σ^2 ,
4. La covarianza de los errores debe ser igual a cero,
5. Las X 's no son estocásticas, por lo tanto, no puede existir correlación entre las variables independientes y los errores,
6. No existe Multicolinealidad; es decir, las columnas de la matriz son linealmente independientes,
7. Prueba de normalidad: Los errores deben distribuirse normalmente.¹¹

Corriendo la regresión de acuerdo con la fórmula (3), se obtienen los siguientes resultados:

Cuadro 2. Estadísticas de la regresión del modelo *SEH*.

MCO // Variable Dependiente es <i>SPOT</i>				
Muestra: 10/02/1998 11/14/2000				
Obs. incluidas: 553				
Variable	Coef.	Error típico	Estad.-t	Prob.
FWD	0.96878	0.008019	120.8183	0.0000
C	0.29347	0.076777	3.822389	0.0001
R^2	0.96362	Media Var. Dep.	9.565665	
R^2 ajustada	0.96356	D.E. Var. Dep.	0.272081	
Error típico de regresión	0.05194	Criterio Akaike	-5.911779	
Suma resid. cuadrado	1.48638	Criterio Schwarz	-5.896172	
Verosimilitud Log	851.934	Estad.-F	14597.07	
Estad. Durbin-Watson	1.77777	Prob(Estad.-F)	0.000000	

Considerando un nivel de significancia de .05 ($\alpha = .05$), se plantea la hipótesis nula y alternativa de la siguiente forma;¹²

$$H_0 = \beta_1 = 0 \text{ (La variable exógena no tiene sentido).}$$

$$H_t = \beta_1 \neq 0 \text{ (La variable exógena explica a la endógena).}$$

¹⁰ Esta suposición es frecuentemente llamada como "el modelo correcto".

¹¹ Esta condición es importante para la distribución de los estimadores $\hat{\beta}$.

¹² El nivel de significancia es la probabilidad de cometer el error tipo I; es decir, rechazar la hipótesis nula (H_0) cuando es verdadera.

El coeficiente de determinación o R^2 pareciera ser adecuado ya que establece que un 96.36% de los movimientos del tipo de cambio *spot* son explicados por el tipo de cambio *forward*, que se encuentra relacionado con la teoría de la IRP, como se explicó detalladamente en el capítulo 1 de la presente investigación.¹³

Si los P -Values son menores que las F α 's, entonces rechazamos la hipótesis nula.¹⁴ De esta forma, la conclusión que se obtiene es que con un nivel de significancia de .05, la variable exógena explica el comportamiento del tipo de cambio *spot*. Sin embargo, con un nivel de confianza de 95%, la *SEH* no se cumple para este periodo, ya que los coeficientes buscados β_0 y β_1 son estadísticamente diferentes de 0 y 1 respectivamente. A continuación, se iniciará el análisis de los siete supuestos básicos del modelo de regresión lineal.

3.1. Supuesto 1: Coeficientes constantes

Observemos ahora que pasa con la estructura de la serie; es decir, se tratará de probar que las β 's son constantes en el tiempo. Esto se hará corriendo la prueba de *Chow Breakpoint test* y analizando el estadístico.¹⁵ Se tomarán dos periodos, el primer periodo será desde el 2 de octubre de 1998 al 31 de mayo del 2000, y el segundo periodo será del 1 de Junio del 2000 al 14 de noviembre del 2000. Las hipótesis nula y alternativa son las siguientes:

H_0 = La β_1 es constante durante todo el periodo (no hay cambios estructurales en el modelo),

H_1 = La β_1 no es constante durante todo el periodo (existen cambios estructurales en el modelo).

Los resultados obtenidos de la utilización del *Chow Breakpoint test* son los siguientes:

Cuadro 3. Prueba de *Chow*.

Chow Breakpoint Test: 5/31/2000			
F-statistic	0.050417	Probability	0.950837
Log likelihood ratio	0.101560	Probability	0.950488

Ya que el estadístico F toma un valor muy pequeño y por consiguiente el P -value es muy alto (mayor que el $\alpha = .05$), no se rechaza la hipótesis nula. Por

¹³ A pesar de ser un estadístico importante, una R^2 no necesariamente es mala cuando ésta se encuentra por niveles bajos, digamos un 30%, ya que si el estadístico F es significativo, entonces se considera que la regresión y las variables independientes son buenas en su conjunto.

¹⁴ En el programa econométrico *e-views* no es necesario realizar pruebas de hipótesis utilizando las tablas de distribución, lo que se hace es observar los *Prob* (Probability value) que aparecen en las estadísticas de la ecuación de regresión y compararlos contra el porcentaje del error tipo I, si el *Prob* es menor que el α , entonces se rechaza la hipótesis nula y *viceversa*.

¹⁵ La idea de la prueba de *Chow* es ajustar la ecuación de regresión inicial en dos o más sub-muestras y poder observar si existen diferencias significativas en las ecuaciones estimadas para cada periodo. Una diferencia significativa indica un cambio estructural en la relación de las variables a ser analizadas.

lo tanto, se puede concluir que los coeficientes del modelo son estables en el tiempo.

3.2. Supuesto 2: Errores con media cero

Ahora observemos las estadísticas e histograma de los residuales en la gráfica 5. Se puede apreciar la forma simétrica de la distribución, verificando los valores estadísticos de dicha gráfica se puede apreciar que el valor de la media es un número muy pequeño (9.04 E-17), y que la desviación típica es un número relativamente grande (.051891), con lo cual se puede concluir que con un nivel de significancia de .05, no se rechaza la hipótesis nula de que el valor de los errores es cero. Con lo cual se prueba el supuesto número 2.¹⁶ La prueba de hipótesis formal sería de la siguiente:

$$H_0 = \mu_\epsilon = 0 \text{ (La media de error es igual a cero),}$$

$$H_i = \mu_\epsilon \neq 0 \text{ (La media del error es diferente de cero).}$$

3.3. Supuesto 7: Distribución normal de los errores

El supuesto siete, referente a la normalidad de la distribución de los errores se puede deducir observando el estadístico *Jarque-Bera*, el cual es básicamente una prueba de simetría y curtosis de la distribución.¹⁷

También se puede apreciar en la gráfica 5, que la forma de la distribución de los errores es simétrica pero degenerada de manera leptocurtica.¹⁸ En virtud de que el *P-Value* de *JB* es menor que .05, se rechaza la hipótesis nula de que los errores se distribuyen de manera normal.

3.4. Supuesto 3: Varianza constante

Se analizará ahora el supuesto 3 referente a la varianza constante, realizando pruebas de heteroscedasticidad. Se realizará la prueba de *White* y las hipótesis son las siguientes:

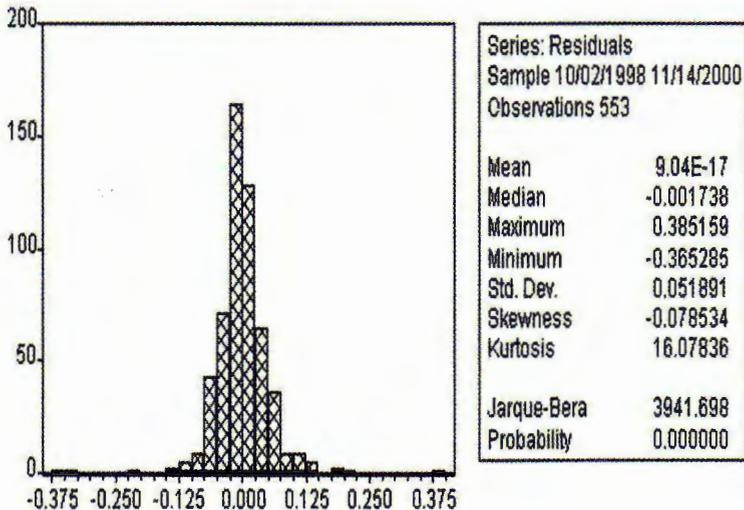
¹⁶ Cuando las muestras son grandes, es condición suficiente la forma simétrica de la distribución de los residuales para establecer que los estimadores se distribuyen de manera normal por el teorema del límite central. Mendenhall, Wackerly y Sheaffer (1994, pág. 296).

¹⁷ Esta prueba debería en realidad llamarse Bowman-Shelton-Jarque-Bera, ya que Bowman y Shelton fueron los primeros en desarrollar el modelo (1975), mientras que Jarque y Bera culminaron el trabajo en (1979). El estadístico se construye de la siguiente manera : $JB = n \left[\frac{A^2}{6} + \frac{(K-3)}{24} \right]$, donde *A* representa el coeficiente de asimetría y *K* la curtosis, dado que para una distribución normal, el valor de la asimetría es cero y el valor de la curtosis es 3, en $(K - 3)$ se representa un excedente de Curtosis. Bajo la hipótesis nula de que los residuales están normalmente distribuidos, Jarque y Bera demostraron que asintóticamente el estadístico *JB* sigue una distribución *Ji-Cuadrada* con dos grados de libertad, por lo tanto, si el valor *p* del estadístico *Ji-Cuadrada* calculado en una aplicación es suficientemente pequeño, entonces se puede rechazar la hipótesis de que los errores se encuentran normalmente distribuidos. Pero si el valor *p* es razonablemente alto, entonces no se rechaza el supuesto de normalidad de los errores.

¹⁸ Forma de distribución caracterizada por colas delgadas y forma afilada.

H_0 : Hayhomoscedasticidad (varianzaconstante),
 H_I : Hayheteroscedasticidad (varianzaconstante).

Gráfica 5. Estadísticas de residuales.



Las estadísticas se pueden apreciar en la cuadro 4. En virtud de que el *P-Value* es menor que el $\alpha = .05$ se rechaza la hipótesis nula. Esto quiere decir que la serie de tiempo tiene varianza no constante. De conformidad con la teoría de series de tiempo, cuando una serie tiene varianza no constante se sugiere el uso de modelos *ARCH* y *GARCH*. Estos modelos de serie de tiempo son utilizados cuando existe un problema de heterocedasticidad.

En el documento de investigación número 9701 del Banco de México, realizado por Alejandro Werner, se profundiza acerca de la volatilidad del peso con respecto al dólar y se sugiere el uso de un modelo *GARCH* debido a varios factores, entre los cuales destacan los siguientes:

- Cambios importantes en las variables fundamentales provocan una alta incertidumbre sobre los cambios en el futuro.
- La existencia de un problema de información asimétrica entre los participantes del mercado cambiario.¹⁹
- Los lunes, el tipo de cambio se deprecia en menor medida que durante los demás días de la semana.
- La volatilidad observada durante los días viernes es menor a la observada durante los demás días de la semana.

¹⁹ Esta situación aparece cuando en un contrato celebrado una de las partes tiene más y mejor información acerca de la otra u otras partes, por lo cual esto lo lleva a tomar mejores decisiones y sacar ventaja en virtud de ello.

Cuadro 4. Estadísticas de prueba de varianza.

White Heteroskedasticity Test:				
Estad.-F	37.911882		Prob.	0.0000
Obs* R ²	67.00056		Prob.	0.0000
MCO // Variable Dependiente RESID ²				
Variable	Coef.	Error típico	Estad.-t	Prob.
C	3.127750	0.493574	6.336946	0.0000
FWD	-0.652860	0.101731	-6.417515	0.0000
FWD ²	0.034069	0.005238	6.504517	0.0000
R ²	0.121158	Media Var. Depend.		0.002688
R ² ajustada	0.117963	D.E. Var. Depend.		0.010457
Error típico regresión	0.009821	Criterio Akaike		-9.241135
Suma resid. cuadrado	0.053044	Criterio Schwarz		-9.217724
Verosimilitud Log	1773.501	Estad.-F		37.91188
Estad. Durbin-Watson	1.779684	Prob(Estad.-F)		0.000000

3.5. Supuesto 4: Autocorrelación

El concepto de no autocorrelación se refiere a que no debe existir correlación entre los errores de diferentes periodos, esto puede ser expresado de la siguiente manera: $COV(\epsilon_t, \epsilon_{t-k}) = 0$, donde $k = 1, 2, \dots, K$.

Se analizará este supuesto verificando la prueba *Durbin-Watson*.²⁰ De la primera ecuación que se corrió por mínimos cuadrados ordinarios, se obtuvo un estadístico *Durbin-Watson* de 1.777, lo cual a simple vista pudiera parecer que es cercano a dos y que por ello no existe correlación.²¹

Para verificar que tan cerca está el indicador de dos y pensar que efectivamente no hay autocorrelación, se debe conocer la región de rechazo por medio de tablas. Para ello, se usará la tabla 7 del Libro de Greene (1999) y se establecerán los valores críticos de conformidad con los siguientes parámetros: $n = 550$

²⁰ El estadístico *Durbin-Watson* mide la asociación entre los residuales adyacentes. Con regresiones de series de tiempo, la correlación entre los residuales, los cuales son adyacentes en el tiempo, son frecuentemente un problema. La prueba *DW* es una prueba formal de correlación serial. Si no existe algún problema de asociación entre residuales el valor del estadístico deberá ser cercano a dos.

²¹ El estadístico está representado por medio de la siguiente fórmula:

$$DW = \sum_{t=2}^n \frac{(e_t - e_{t-1})^2}{\sum e^2} \approx 2(1 - r).$$

(Tamaño de la muestra), $k = 1$ (Número de variables explicativas) y $\alpha = .05$ (probabilidad de cometer el error tipo I). Las hipótesis nula y alternativa para la prueba de Autocorrelación son las siguientes:

H_0 : No hay Autocorrelación,

H_1 : Si hay Autocorrelación.

El rango de aceptación con la n más grande encontrado en la tabla del libro de Greene (1999) es de (1.758, 2.211), con lo cual no se rechaza la hipótesis nula y se puede afirmar que no existe un problema de autocorrelación entre los errores. Sin embargo, dada la restricción que se obtiene por el uso de las tablas, con un número de observaciones limitado ($n = 200$), se realizará de manera complementaria otra prueba de autocorrelación llamada *LM autocorrelation Test* o también llamada prueba de *Breusch-Godfrey* que se hace a través del uso de multiplicadores de *Lagrange*. Esto consistente en tomar tiempos de retraso que se ajusten con el modelo.²² Las hipótesis nula y alternativa son las mismas y los estadísticos que arroja esta prueba con un retraso de uno y dos tiempos, son los que se presentan de manera puntual en la cuadro 5.

Cuadro 5. Estadísticas de pruebas de autocorrelación.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
Estad.-F	2.690828		Prob.	0.068719
Obs* R^2	5.368243		Prob.	0.068281
MCO // Variable Dependiente $RESID^2$				
Test Equation:				
Variable Dependiente: RESID				
Variable	Coef.	Error típico	Estad.-t	Prob.
FWD	-0.003697	0.008288	-0.446109	0.6557
C	0.035385	0.079352	0.445921	0.6558
$RESID(-1)$	0.100024	0.043329	2.308492	0.0213
$RESID(-2)$	0.003840	0.043504	0.088265	0.9297
R^2				
	0.009707	Media Var. Depend.	-4.50E-15	
R^2 ajustada				
	0.004296	D.E. Var. Depend.	0.051901	
Error típico regresión	0.051790	Criterio Akaike	-3.076038	
Suma resid. cuadrado	1.472522	Criterio Schwarz	-3.044824	
Verosimilitud Log	854.5245	Estad.-F	1.793885	
Estad. Durbin-Watson	1.970640	Prob(Estad.-F)	0.147236	

²² La correlación serial del la prueba *LM* es una alternativa para la prueba de correlación serial general. Para muestras grandes se usa la prueba de *Breusch-Godfrey*, esta prueba es aplicable si los errores siguen un proceso $AR(p)$ o $MA(q)$. Para usar esta prueba se necesita especificar el orden de p .

Se puede apreciar que, en virtud de que el valor del *P-Value* es mayor a $\alpha = .05$, no se rechaza la hipótesis nula, es decir, no existe el problema de *Autocorrelación* cuando los errores siguen un proceso $AR(1)$ y $AR(2)$.

3.6. Supuesto 5: COV $[X_i, \epsilon_i] = 0$

A continuación, se probará la condición más importante de la teoría de regresión y ésta es saber si las variables independientes son estocásticas o si no lo son, $COV [X_i, \epsilon_i] = 0$. En caso de que lo anterior no se cumpla, los estimadores no solo son sesgados sino también inconsistentes, por ello la regresión que obtenemos no es útil.²³ El resultado de calcular la covarianza de los residuales con la variable independiente es un valor muy cercano a cero, con lo cual se estaría probando el supuesto número 5.

$$COV[F(t, T), \epsilon_i] = 0.000000000358.$$

Sin embargo, nuevamente llegamos a la pregunta clásica en estadística ¿Qué tan diferente es esta cantidad de cero? Lo anterior, se puede formalizar corriendo la siguiente ecuación de regresión y observando sus estadísticas, las cuales se presentan en el cuadro 6.

$$F(t, T) = \beta_0 + \beta_1 \epsilon_i + \epsilon(t, T). \tag{4}$$

Cuadro 6.

Variable Dependiente: FWD				
Método: Mínimos Cuadrados				
Muestra: 10/02/1998 y 11/14/2000				
Observaciones incluídas: 553				
Variable	Coef.	Error típico	Estad.-t	Prob.
RES	1.99E-11	0.226308	8.79E-11	1.0000
C	9.570971	0.011735	815.5857	0.0000
R^2	0.000000	Media Var. Depend.	9.570971	
R^2 ajustada	-0.001815	D.E. Var. Depend.	0.275712	
Error típico regresión	0.275962	Criterio Akaike	0.266501	
Suma resid. cuadrado	41.96136	Criterio Schwarz	0.282108	
Verosimilitud Log	-71.68763	Estad.-F	1.29E-09	
Estad. Durbin-Watson	0.036338	Prob(Estad.-F)	0.999971	

El cuadro 6 nos muestra los resultados de la regresión, con los que podemos hacer algunos comentarios.

²³ Para que se considere que un estimador es insesgado se debe de cumplir que $E [b] = b$ y que su varianza es $\sigma^2 [b] = \sigma^2 (X^T X)^{-1}$. Para que se considere consistente debe cumplirse que la $Prob[\{b - \beta\} > \delta] \rightarrow 0$ cuando $n \rightarrow \infty$.

- 1.- El valor del estadístico R^2 es cero, esto significa que no existe correlación alguna entre la variable $F(t, T)$ y los residuales.
- 2.- La variable RES no es estadísticamente significativa para explicar el comportamiento del FWD .
- 3.- El valor de la β_1 es estadísticamente igual a cero, dado que su valor es de $1.99E-11$ y su error típico es relativamente alto (.2263), por lo tanto podemos concluir que la covarianza entre la variable FWD y la serie residual es igual a cero.

Con el análisis anterior, se puede concluir que se cumple el supuesto 5 de regresión lineal por mínimos cuadrados ordinarios.

3.7. Supuesto 6: Multicolinealidad

Se debe entender el concepto de multicolinealidad cuando las variables independientes que se incorporan al modelo de regresión estén altamente correlacionadas. Existen varias formas de observar la multicolinealidad, una de las maneras más tradicionales es verificando el coeficiente de correlación de las variables independientes. Sin embargo, no es factible aplicarlo al modelo analizado, ya que se trata de una regresión con una sola variable independiente.²⁴

La multicolinealidad implica que las variables medidas están tan correlacionadas unas con otras, que no es posible analizar con precisión los efectos individuales de cada una de ellas. La multicolinealidad se puede solucionar agregando más datos o realizando otro diseño, porque tal vez el primero fue erróneo. Sin embargo, para los efectos de la hipótesis principal del presente trabajo no aplica el concepto de la multicolinealidad, por lo que se dejará tal cual.

4. Conclusiones

Con toda las pruebas realizadas, se cuenta con la evidencia empírica suficiente para poder emitir una opinión fundamentada. Como se puede observar, se han verificado los supuestos básicos de los modelos de regresión múltiple por mínimos cuadrados ordinarios, aplicados al modelo de la Paridad de Tasas de Interés. Los resultados se pueden resumir de la siguiente forma.

Cuadro 7. Resultados.

Supuesto	Cumple	No cumple
β 's constantes	X	
$E[\varepsilon] = 0$	X	
$VAR[\varepsilon_t] = \sigma^2$		X
$COV[\varepsilon_1, \varepsilon_2] = 0$	X	
$COV[\varepsilon_t, X_1] = 0$	X	
Multicolinealidad	No aplica	
$\varepsilon_1 \sim N[0, \sigma^2]$		X

²⁴ Existen otros métodos para verificar la existencia de multicolinealidad, tales como las regresiones auxiliares y las estadísticas de *Theil*.

Se pudo apreciar de manera clara en la gráfica 5, que el uso de un modelo de regresión lineal fue adecuado para el presente trabajo de investigación. Entonces, se puede concluir que con las pruebas empíricas realizadas, los estimadores obtenidos de la ecuación de regresión son insesgados, pero no son consistentes y por supuesto no son *MELI*.²⁵

Debido a lo mencionado en el párrafo anterior, se concluye que los estimadores obtenidos de la paridad de las tasas de interés para la determinación del tipo de cambio no son eficientes. El problema fundamental que aparece es que la serie del tipo de cambio *spot* no es estacionaria en la varianza, aunque sí lo es en la media. Este problema ocasiona que los coeficientes de la regresión, β_0 y β_1 , no sean estadísticamente iguales a cero y uno respectivamente.

Lo anterior es, a consideración del autor, consecuencia de que después de las elecciones del 2 de julio del 2000, el tipo de cambio se comportó de manera no predecible de conformidad con la teoría de la Paridad de las Tasas de Interés. Otra explicación alternativa a las desviaciones en el nivel de tipo de cambio es que esta teoría funciona bajo esquemas de libre flotación, por lo anterior y tomando en consideración que en México el sistema para la determinación del tipo de cambio no es puramente de libre flotación, se pueden dar comportamientos no predecibles en el mismo.²⁶ La recomendación final sería aplicar modelos *GARCH* y *ARCH* para el estudio de los pronósticos de tipo de cambio en el corto plazo, mismos que se dejarán para futuras investigaciones.

Bibliografía

- Amemiya, T. (1985). *Advanced Econometrics*, Cambridge: Harvard University Press.
- Berndt, E. R. (1991). *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*, Reading. Alison Wesley
- Bhawnani, K. (1997). Forecasting Foreign Exchange Rates in Developing Countries. *Applied Economics* (29), pp. 51-62.
- Brockwell, D. (1996). *Introducción Time Series and Forecasting*. Springer Texts in Statistics.
- Cambell, J., L. Andre, and C. Mackinlay (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press.
- Carstens, A. (1987). Paridad de tasas de interés y riesgo político: Caso México. *Estudios Económicos*, 2(2), Julio-Diciembre.
- Castro y Ortíz, F. (1996). Testing Long-Run Purchasing Power Parity between Asymmetric Economics. Department of Economics. The University of Warwick.
- Frenkel, J. A. (1996). *International Financial Integration: Relations between Interest Rates and Exchange Rates*. Dilip Das.
- Goldberg, A. S. (1991). *A Course in Econometrics*. Cambridge, Harvard University Press.
- Gouriroux, C. (2001). *Financial Econometrics: Problems, Models and Methods*. Princeton University Press.
- Grabbe, J. O. (1996). *International Financial Markets*. Prentice Hall.
- Greene, W. (1999). *Análisis Econométrico*. Prentice Hall.
- Guerrero, V. M. (1991). *Análisis estadístico de series de tiempo económicas*. Universidad Autónoma Metropolitana. México.

²⁵ Siglas de "Mejor Estimador Lineal Insesgado", los cuales son aquellos estimadores insesgados y de menor varianza (más eficiente).

²⁶ Esto es debido a que frecuentemente el Banco de México emplea el llamado "corto" o "largo" para regular la oferta monetaria de divisas y para evitar ataques especulativos. Véase Carstens (1987).

- Gujarati, D. (1988). *Basic Econometrics*. Nueva York, Mc Graw Hill.
- Hiroya, A. and T. Waragai (1986). Detecting Structural Changes in the Spot and the Forward Foreign Exchange Rate Market from January 1974 to September 1986. Dilip Das.
- Johnston, J. (1984). *Econometric Methods*. Nueva York, Mc Graw Hill.
- Judge, G. G., R. C. Hill, W. E. Griffiths, H. Lutkepohl, and T. Lee (1992). *A Guide to Econometrics*. Cambridge. MIT Press.
- Lyons Richard, K. (1997). A Simultaneous Trade Model of the Foreign Exchange Hot Potato. *Journal of International Economics*, 42.
- Maddala, G. S. (1996). *Introducción a la Econometría*. Prentice Hall.
- Manual de soluciones del paquete econométrico E-views (1996).
- Mendenhall, W., D. Wackerly, and R. Sheaffer (1994). *Estadística matemática con aplicaciones*. Grupo Editorial Iberoamérica.
- Mougue, M. and R. Fujihara (1996). International Linkages between Real Short Term Interest Rates. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 36(4).
- Notas de clase de Econometría impartida por el Dr. John Dalle Molle, en la Maestría en Finanzas del ITAM, y en las materias de Finanzas Empíricas y Econometría y Análisis Multivariado del Doctorado en Administración, en el Tecnológico de Monterrey, impartidas por el Dr. Carlos Urzúa Macías.
- Parker, J. (1991). Exchange Rate Forecasting. *The Journal of Business Forecasting*, winter, 16-19.
- Ross, S. A., R. Westerfield, and J. Jaffe (1996). *Corporate Finance*. Irwin Mc Graw Hill.
- Shapiro, A. (1996). *Multinational Financial Management*. Prentice Hall.
- Werner, A. (1997). Un estudio estadístico sobre el comportamiento de la cotización del peso mexicano frente al dólar y su volatilidad. Documento de Investigación No. 9701. Banco de México.
- White, H. (1980). A Heteroskedasticity Consistent Covariance Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econométrica*.