



*Examinando la condición de paridad de tasas de interés en una economía dolarizada**

Por: Roberto Duncan Tarabay

1. Introducción

La condición de paridad de tasas de interés (PTI) es una proposición fundamental en la teoría económica, especialmente en las finanzas internacionales. Ella establece que los retornos esperados de dos activos análogos en dos economías diferentes deben ser iguales. Si bien este tema ha sido ampliamente estudiado para economías industrializadas y emergentes que mantienen (perfecta) apertura financiera entre sí¹, virtualmente, no ha sido examinado para el caso de rendimientos de activos expresados en distintas monedas dentro de una misma economía.

A priori, debería esperarse que al compartir el mismo riesgo país y riesgo de emisor, los rendimientos ex-post deberían igualarse al eliminarse las oportunidades de arbitraje. Sin embargo, los datos de rendimientos de los depósitos bancarios en moneda nacional y moneda extranjera muestran que, incluso en promedio, la PTI no se cumple durante la década de los años noventa.

Particularmente, el desvío promedio se orienta a favor del rendimiento de los depósitos en dólares². Es decir, los depósitos en dólares han sido en promedio más rentables que sus similares en soles, hecho que explicaría el alto grado de dolarización de activos observado en la economía peruana (77% a diciembre del 2000). Como es conocido la dolarización de

* Este trabajo obtuvo el segundo puesto en el Concurso de Investigación para Jóvenes Economistas 2000-2001. Los puntos de vista expresados por el autor no necesariamente reflejan la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

¹ Ver McCallum (1989), Meese (1989), Tanner (1998), Christoffersen y Giorgianni (1999).

² En el texto se entenderán como sinónimos: diferencial de rentabilidades (o rendimientos) de activos y desvíos de la paridad de tasas de interés (o la PTI).



activos tiene una serie de implicancias desfavorables para una economía como la nuestra³, de allí la importancia de estudiar las razones que generan un diferencial de rendimientos ex-post a favor de la moneda extranjera.

Este trabajo propone un modelo, inspirado en la familia de modelos dinámicos microfundados tipo CAPM-Consumo, para estudiar los desvíos promedio de la PTI en una economía con dos activos: uno denominado en moneda nacional y otro en moneda extranjera. A través de éste se concluye que es la presencia de incertidumbre la que tiene un papel primordial en la generación de los desvíos. La explicación se centra en que la esperanza del desvío de la PTI depende directamente de la diferencia entre la covarianza del rendimiento del activo en soles y la tasa de consumo privado, y la covarianza del rendimiento del activo en dólares y la misma tasa de consumo. Solamente si ambas covarianzas son iguales la PTI se cumple. Dichas covarianzas estarían capturando el efecto de sustituir consumo por el ahorro en cada activo. Para el caso peruano, los datos muestran que la primera covarianza es mayor en valor absoluto que la última, es decir, que es mayor el reemplazo de activos en soles (por consumo) que activos en dólares (por consumo), originando así un desvío promedio a favor de los rendimientos en moneda extranjera.

Este ensayo se ha dividido de la siguiente forma. La segunda sección formula el modelo mencionado y establece la hipótesis del trabajo, a saber: la condición PTI no se ha cumplido durante los años noventa, particularmente las desviaciones promedio de la PTI han favorecido a los depósitos denominados en dólares. La tercera se ocupa de describir la metodología adoptada —el método no paramétrico denominado *bootstrapping*— para verificar que la esperanza muestral de los desvíos de la PTI sea negativa y, a la vez, sea un estimador insesgado de la esperanza poblacional. La cuarta sección expone los resultados obtenidos que muestran evidencia a favor de la hipótesis planteada. Finalmente, se establece las conclusiones del estudio. Se adjunta una sección de anexos metodológicos que amplía la discusión en torno a explicaciones alternativas que fueron descartadas en el análisis.

³ Ver por ejemplo Calvo (1996).



2. Hipótesis

La presente sección tiene por objetivo proponer un modelo teórico simple, a fin de formalizar las hipótesis de trabajo. Este modelo está inspirado en la literatura de modelos dinámicos con fundamentos microeconómicos, particularmente en los modelos tipo CAPM-Consumo como el de Hansen y Singleton (1983)⁴.

Asumamos una economía con un agente representativo que maximiza una función de utilidad esperada intertemporal (1) que depende directamente del consumo de un bien único c_t sujeto a una restricción presupuestal (2) que considera la posibilidad de ahorrar en activos denominados en moneda nacional y extranjera⁵:

$$U = E_o \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \quad (1)$$

$$y_t + (1 + r_t)m_{t-1} + (1 + r_t^*)e_t m_{t-1}^* = c_t + m_t + e_t m_t^* \quad (2)$$

El parámetro β es el factor de descuento subjetivo, la variable y_t representa la dotación de ingreso, m_t y m_t^* son los activos expresados en moneda nacional y moneda extranjera respectivamente, r_t y r_t^* son las tasas de interés que devengan dichos activos (entre los periodos $t-1$ y t) y e_t es el tipo de cambio. Se asume que la función de utilidad del consumo es estrictamente creciente y cóncava en c_t , es decir, $u'(c_t) > 0$ y $u''(c_t) < 0$ ⁶.

En este contexto el individuo posee un conjunto de fuentes de ingreso provenientes de su dotación, el ahorro del periodo anterior (en activos en ambas monedas) y los intereses generados por el mismo hasta el periodo t . Estas fuentes se emplean para consumir y ahorrar en los activos disponibles en la economía⁷.

4 El trabajo citado se distingue del presente en la restricción del agente económico, el método matemático de optimización y los objetivos finales del trabajo.

5 Por simplicidad, esta economía es real y cerrada al comercio de bienes y activos financieros.

6 Adicionalmente se asume que la utilidad marginal cuando el consumo tiende a cero es infinita.

7 Los activos en ambas monedas son empleados básicamente en su función de depósito de valor y no como medio de cambio.



En este contexto, el individuo representativo maximiza (1) sujeto a (2). Las condiciones de primer orden, al derivar respecto a ambos activos, en este caso son:

$$u'(c_t) = bE[u'(c_{t+1})(1 + r_{t+1})] \quad (3)$$

$$u'(c_t) = bE\left[u'(c_{t+1})(1 + r_{t+1}^*)\left(\frac{e_{t+1}}{e_t}\right)\right] \quad (4)$$

Reordenando (3) y (4) y teniendo en cuenta que la utilidad marginal del consumo en t es conocida en dicho periodo se obtiene:

$$1 = E\left[\frac{b u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}(1 + r_{t+1})\right] = E[TMS_{t+1} R_{t+1}] \quad (5)$$

$$1 = E\left[\frac{b u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}(1 + r_{t+1}^*)\left(\frac{e_{t+1}}{e_t}\right)\right] = E[TMS_{t+1} R_{t+1}^*] \quad (6)$$

donde: $TMS_{t+1} = \frac{b u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} > 0$; $R_{t+1} = 1 + r_{t+1}$; $R_{t+1}^* = (1 + r_{t+1}^*)\frac{e_{t+1}}{e_t}$

Es decir, TMS_{t+1} es la tasa marginal de sustitución intertemporal entre consumo futuro y consumo presente, y R_{t+1} y R_{t+1}^* son las rentabilidades brutas de mantener activos denominados en moneda nacional y moneda extranjera respectivamente.

Igualando (5) y (6) y generalizando para el periodo t se obtiene:

$$E[TMS_{t+1} R_{t+1}] = E[TMS_{t+1} R_{t+1}^*] \quad (7)$$

Aplicando la definición de covarianza ($COV(x,y)=E(x.y)-E(x)E(y)$) a (7) tenemos:

$$COV(TMS_t, R_t) + E[TMS_t]E[R_t] = COV(TMS_t, R_t^*) + E[TMS_t]E[R_t^*] \quad (8)$$

Reordenando en función a la esperanza del diferencial de rentabilidades brutas o desvíos de la condición de paridad de tasas de interés se determina:



$$E[R_t] - E[R_t^*] = \frac{COV(TMS_t, R_t^*) - COV(TMS_t, R_t)}{E[TMS_t]} \quad (9)$$

Ahora bien, si realizamos una aproximación de Taylor de primer orden a la TMS_t alrededor de c_{t-1} obtenemos lo siguiente:

$$TMS_t = \frac{b u'(c_t)}{u'(c_{t-1})} \cong b \left\{ \frac{u'(c_{t-1})}{u'(c_{t-1})} + \frac{u''(c_{t-1})}{u'(c_{t-1})} [c_t - c_{t-1}] \right\} \quad (10)$$

Multiplicando y dividiendo el segundo sumando de la llave por c_{t-1} :

$$TMS_t \cong b \left\{ 1 + c_t \frac{u''(c_{t-1})}{u'(c_{t-1})} \left[\frac{c_t - c_{t-1}}{c_t} \right] \right\} = b \{ 1 - s \Delta\% c_t \} \quad (11)$$

$$\text{donde: } s = -c_t \frac{u''(c_{t-1})}{u'(c_{t-1})} > 0, \text{ y } \Delta\% c_t = \left[\frac{c_t - c_{t-1}}{c_t} \right]$$

Es decir, σ es el coeficiente de aversión relativa al riesgo (coeficiente Arrow-Pratt) y $\Delta\% c_t$ es la tasa de crecimiento del consumo.

Reemplazando (11) en (9) y asumiendo que el residuo de la expansión de Taylor es despreciable o covaría en igual magnitud con los rendimientos brutos de ambos activos resulta:

$$E[R_t - R_t^*] = \frac{COV(b(1 - s \Delta\% c_t), R_t^*) - COV(b(1 - s \Delta\% c_t), R_t)}{E[b(1 - s \Delta\% c_t)]} \quad (12)$$

Considerando que la covarianza de una constante con una variable es cero la ecuación (12) se convierte en:

$$E[R_t - R_t^*] = \frac{s [COV(\Delta\% c_t, R_t) - COV(\Delta\% c_t, R_t^*)]}{E[1 - s \Delta\% c_t]} \quad (13)$$

Dado que el denominador de (13) es la esperanza de un valor positivo (por la definición de TMS) y que σ es mayor a cero, el signo de (13) está determinado por la diferencia entre las covarianzas de la tasa del consumo y el rendimiento del activo en soles y la covarianza de aquella y el rendimiento del activo en dólares. Nótese que el coeficiente de aversión al riesgo,



en caso de ser mayor a uno, amplifica el efecto del diferencial de covarianzas, ampliando el desvío promedio de la PTI⁸. Una mayor aversión al riesgo genera un mayor diferencial de los rendimientos entre ambos activos.

Ahora bien, las covarianzas entre la tasa de consumo y las rentabilidades respectivas en moneda nacional y extranjera podrían ser vistas como aproximaciones a las elasticidades sustitución entre consumo y ahorro en cada activo. Así por ejemplo, si ante un aumento de la rentabilidad en soles (dólares) el consumo disminuye (efecto sustitución mayor al efecto ingreso⁹), entonces es muy probable que la tasa de consumo covaríe negativamente con la rentabilidad en soles (dólares). En ese sentido, se pueden dar los siguientes casos resumidos en el [cuadro 1](#):

Cuadro 1

Signo de la esperanza del diferencial de rentabilidades entre activos en MN y ME según efectos sustitución, riqueza e ingreso

CASOS	$ES_{cm} > EI_{cm}$ ($COV_{CR} < 0$)	$ES_{cm} = EI_{cm}$ ($COV_{CR} = 0$)	$ES_{cm} < EI_{cm}$ ($COV_{CR} > 0$)
$ES_{cm}^* > EI_{cm}^*$ ($COV_{CR}^* < 0$)	+ / 0 / -	+	+
$ES_{cm}^* = EI_{cm}^*$ ($COV_{CR}^* = 0$)	-	0	+
$ES_{cm}^* < EI_{cm}^*$ ($COV_{CR}^* > 0$)	-	-	+ / 0 / -

ES_{CM} :=Efecto sustitución (y riqueza) entre consumo y ahorro en MN, EI_{CM} :=Efecto ingreso entre consumo y ahorro en MN, ES_{CM}^* :=Efecto sustitución (y riqueza) entre consumo y ahorro en ME, EI_{CM}^* :=Efecto ingreso entre consumo y ahorro en ME

Como se puede apreciar, el signo de la esperanza del diferencial de rentabilidades dependerá de la magnitud de los efectos sustitución e ingreso entre intercambiar consumo y ahorro en

⁸ Ello se verá con mayor claridad en la ecuación (15).

⁹ Por tener el mismo signo, se incluye como parte del efecto sustitución el efecto riqueza, el cual considera que un aumento de la tasa de interés genera un menor valor presente de los ingresos futuros ocasionando un menor consumo presente. Para una explicación detallada de este tema se puede consultar Obsfeldt y Rogoff (1992).



cada moneda. En los únicos casos donde se puede cumplir la condición de paridad de tasas de interés es cuando se da la casualidad que los efectos sustitución e ingreso son iguales para los ahorros en ambas monedas (el centro del [cuadro 1](#)) o cuando coincide que el efecto sustitución (neto de efecto ingreso) entre consumo y ahorro en soles es de igual magnitud al efecto sustitución (neto de efecto ingreso) entre consumo y ahorro en dólares (los extremos superior izquierdo e inferior derecho del [cuadro 1](#)).

Nótese que es la presencia de incertidumbre la que genera la posibilidad que los rendimientos no se igualen, en caso que existiera perfecta previsión del futuro (ausencia de incertidumbre) no existirían desvíos de la PTI. El modelo con certidumbre se desarrolla en el [anexo 1](#). Por otro lado, según la literatura de paridad de tasas de interés¹⁰, una posibilidad para que no se igualen las rentabilidades puede deberse a la presencia de costos de transacción, no obstante esta posibilidad queda descartada intuitivamente para rentabilidades de activos que se encuentran en una misma economía. Este tema es tratado con mayor extensión en el [anexo 2](#).

La hipótesis de nuestro trabajo consiste en que la condición de paridad de tasas de interés no se ha cumplido para el caso de la economía peruana durante los años noventa. En particular, la esperanza del diferencial de rentabilidades entre moneda nacional y extranjera o dicho de otra forma, la desviación promedio de la paridad de tasas de interés, ha sido negativa durante la década pasada. Es decir, en promedio, la rentabilidad de los activos denominados en dólares ha sido superior a la observada en nuevos soles. La presunción se basa en los altos niveles de dolarización de activos financieros presentados en dicho lapso.

Ahora bien, para facilitar la verificación de la hipótesis podemos buscar una simplificación de (13). Aplicando la definición y las propiedades del operador covarianza resulta:

$$E[R_t - R_t^*] = \frac{\mathbf{s} \{E[(\Delta\% c_t)(R_t - R_t^*)] - E(\Delta\% c_t)E(R_t - R_t^*)\}}{1 - \mathbf{s} E(\Delta\% c_t)} \quad (14)$$

Despejando en función a la esperanza del desvío de la PTI obtenemos finalmente:

¹⁰ Ver por ejemplo Mc Callum (1989).



$$E[R_t - R_t^*] = \sigma E[\Delta \% c_t (R_t - R_t^*)] \quad (15)$$

En resumen, la hipótesis estará verificada si comprobamos que tanto la esperanza del desvío de la PTI como la esperanza del producto de la tasa de consumo y el diferencial de rentabilidades son negativos (dado que $\sigma > 0$). Vale decir, si la tasa de consumo no es ortogonal al diferencial de rentabilidades, en particular, si covarían negativamente (producto vectorial de ambas menor a cero) entonces el lado derecho de (15) será negativo, incumpléndose la condición de paridad de tasas de interés.

3. Metodología

La verificación de la hipótesis pasa por la comprobación empírica que ambos lados de la igualdad en (15) son menores a cero. Para ello, la metodología propuesta considera los siguientes pasos:

1. Construir la serie a analizar, llámese diferencial de rentabilidades efectivas entre soles y dólares o desvío de paridad de tasas de interés, que por simplicidad denominaremos DPTI. Esta variable estará compuesta por la diferencia entre la rentabilidad en moneda nacional (TIPMN o tasa de interés pasiva promedio en soles) y la rentabilidad en moneda extranjera (TIPMEX o tasa de interés pasiva promedio en dólares americanos incluyendo la tasa de variación efectiva del tipo de cambio nominal). El periodo de análisis empieza en enero de 1992 y termina en diciembre del 2000. Se comienza en dicho año para minimizar los efectos sobre la serie del programa de estabilización económica aplicado en agosto de 1990. La fuente empleada para su construcción es el Boletín Semanal del Banco Central de Reserva del Perú. La serie ha sido construida para diversos horizontes de inversión: 1, 3, 6 y 12 meses, con el fin de evaluar la condición de paridad para distintos tipos de inversionistas. Por ejemplo, para el caso de la DPTI a doce meses, en el mes t se toma las TIPMNs desde t hasta el mes $t+12$, obteniéndose una tasa efectiva anual, luego



se hace lo propio con la TIPMEX pero incluyendo la tasa efectiva de variación del tipo de cambio nominal entre el mes t y el mes $t+12$.

2. Obtener la media muestral de la variable DPTI para cada horizonte de inversión, definida como:

$$\bar{X} = \sum_{t=1}^N \frac{DPTI_t}{N}$$

3. Determinar si la serie DPTI presenta normalidad mediante el test Jarque-Bera¹¹. En caso afirmativo, se debe observar que la media o esperanza muestral sea negativa. Si se hallase que la probabilidad de la media es mayor a un porcentaje lo suficientemente exigente (se establece un 70%) entonces se estaría probando que la esperanza de los diferenciales es estadística y significativamente menor a cero.
4. En caso que la serie no presente normalidad, no es posible hacer inferencia adecuada acerca de la media muestral para una muestra pequeña. Particularmente, no existiría garantía que ésta sea un estimador insesgado, cabe la posibilidad que la media (sea ésta positiva, negativa o cero) sea un “capricho” de los datos o del periodo de estudio, con lo cual es necesario emplear métodos no paramétricos para estimar el nivel del sesgo, si fuese el caso, verificar que DPTI sea negativa en promedio durante el periodo de análisis y que la probabilidad que ello ocurra sea aceptablemente alta. El método más apropiado en este caso es el *bootstrapping*. Para detalles de este método se puede consultar Efron y Tibshirani (1993). En este caso se realizó un *bootstrapping* para estimar una media de la serie DPTI. Se generaron $B=2000$ muestras de tamaño $N=108$ (observaciones), obteniéndose una matriz $b \times n$: $DPTI_{bn}$, conformada por un conjunto de observaciones $(x_n(b))$, con $b=1, \dots, 2000$; y, $n=1, \dots, 108$.

¹¹ Los tests se realizan en el programa econométrico E-views.



5. A partir de cada muestra generada ($x(b)$) se construyó una media o promedio simple ($\bar{X}(b)$), es decir, se construyó una distribución de B medias. Luego, se procedió a obtener la media de dicha distribución (\bar{X}^*).

$$\bar{X}^* = \sum_{b=1}^{B=2000} \frac{\bar{X}(b)}{B}, \quad \text{donde : } \bar{X}(b) = \sum_{n=1}^N \frac{x_n(b)}{N}$$

6. Con ella se calculó el sesgo estimado de la media conformado por la diferencia entre la media muestral obtenida en (2) y la media del *bootstrapping* obtenida en (5). Luego se estima la desviación estándar (DE) de la distribución calculada en (5).

$$\text{SESGO ESTIMADO } (\bar{X}) = \bar{X} - \bar{X}^*$$

$$DE(\bar{X}^*) = \sum_{b=1}^{B=2000} \frac{(\bar{X}(b) - \bar{X}^*)}{B - 1}$$

7. Siguiendo a Efron (1982), el sesgo estimado de la media muestral no será significativo si es que la razón que resulta de dividir el sesgo estimado del *bootstrap* por el error estándar (calculados en el paso 6) resulta menor a 0,25 (en valor absoluto). Por consiguiente, si el sesgo estimado no es significativo se puede concluir que la media muestral es un estimador consistente de la esperanza poblacional. Así, si aquella es negativa se comprobaría el lado izquierdo de la igualdad (15).
8. Adicionalmente, se procedió a estimar la probabilidad que la media muestral sea negativa. Ello a partir de la distribución generada en (5). La probabilidad que la media muestral sea inferior a cero se define de la siguiente manera:

$$Pr(X < 0) = \frac{\text{Número de casos que } \bar{X}^* \text{ sea menor a cero}}{\text{Número total de casos } (B = 2000)}$$



Si esta probabilidad es lo suficientemente alta, por encima del 70%, estaríamos confirmando que la media muestral es efectivamente negativa¹².

9. Posteriormente, para verificar el lado derecho de la igualdad en (15), se realizará un procedimiento similar para constatar que la media muestral de la variable que resulta del producto de la tasa de consumo ($\Delta\%c_t$) y $DPTI_t$ (variable que denominaremos CONSREND) sea negativa e insesgada. Es decir, se aplican los pasos (1)-(8) para dicha variable. Así, si se confirma que el sesgo de la media muestral no es significativo y que existe una probabilidad relativamente alta (según el criterio establecido en (8)), que el promedio de la variable CONSREND sea negativo, podríamos afirmar que hay evidencia que no permite rechazar la hipótesis. En este caso, como las estadísticas públicas de la serie consumo tienen periodicidad trimestral sólo calcularemos el sesgo estimado y la probabilidad de la variable correspondiente al DPTI de un horizonte de inversión trimestral, en otras palabras, se hará el análisis en este caso para las variables trimestrales. Dada esta periodicidad no es factible hacer un análisis adecuado para periodos mensuales ni tampoco para periodos semestrales o anuales debido a la pérdida de grados de libertad.

4. Resultados

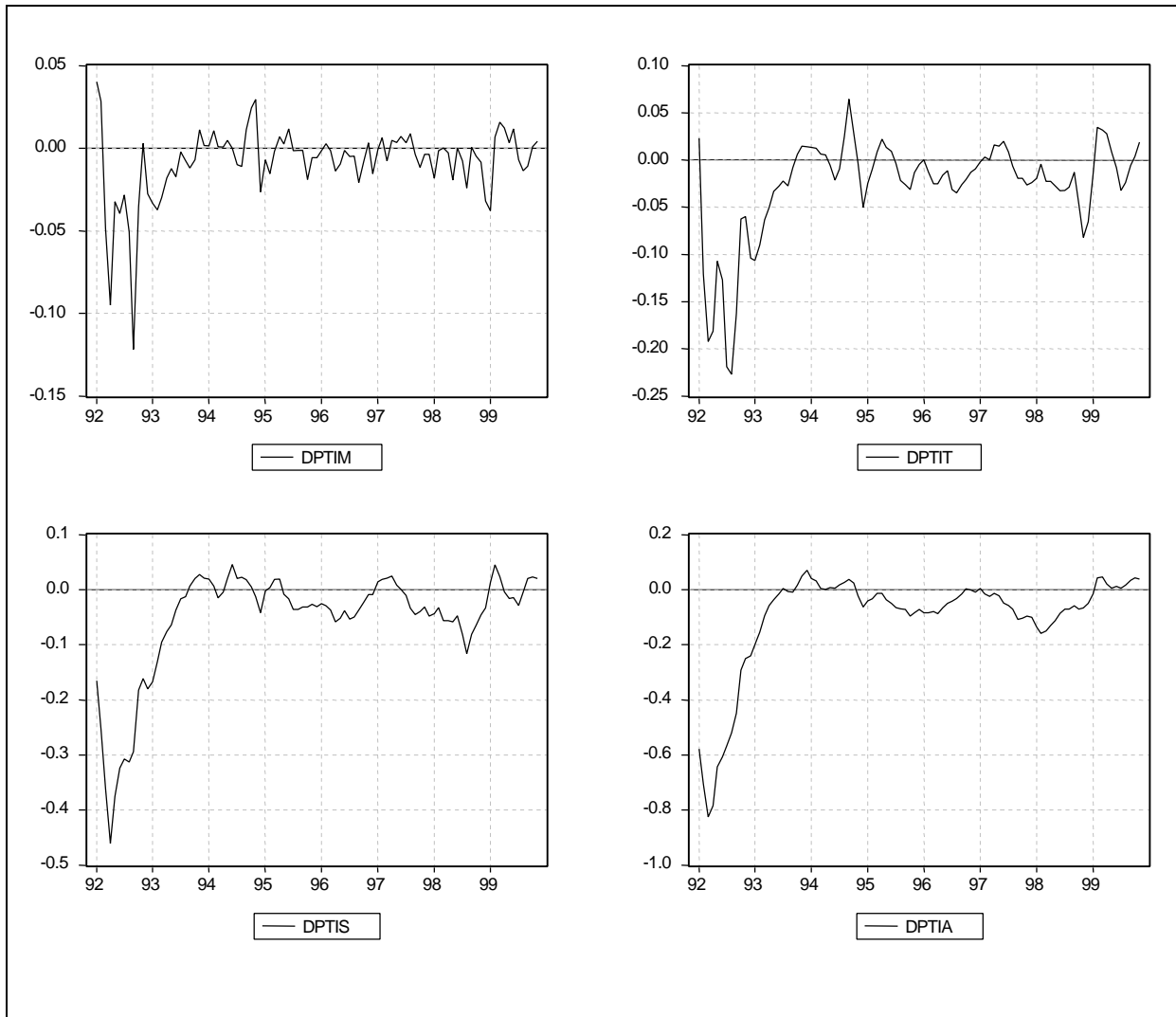
Como se indicó en el capítulo anterior, el primer paso para probar la hipótesis consiste en verificar que el promedio de las desviaciones de la condición de paridad de tasas de interés ha sido negativo durante el periodo de análisis. Si se observa el [gráfico 1](#), se puede apreciar que los diferenciales entre los rendimientos de los depósitos en soles y dólares (incluyendo la tasa de depreciación), para plazos de inversión de 1, 3, 6 y 12 meses y medidos a través de la Tasa de Interés Pasiva en Moneda Nacional (TIPMN) y la Tasa de Interés Pasiva en Moneda Extranjera (TIPMEX), han sido fundamentalmente negativos para el período 1992-2000, en especial para periodos de inversión más extensos.

¹² Estos tests se realizan en una hoja de cálculo.



Gráfico 1

Desvíos de la PTI (diferencial de rendimientos entre activos en MN y ME para plazos de uno, tres, seis y doce meses), periodo 1992.01-2000.12.



No obstante cabe preguntarse, si en promedio estos diferenciales han sido cero, es decir, si en promedio se cumple la condición PTI para dicho periodo. En el [cuadro 2](#), se puede apreciar que las medias de estas series para cada horizonte de inversión son negativas. El promedio de los desvíos para un horizonte de inversión de un año asciende a -10% al año, vale decir, en promedio, durante la década pasada, quienes invirtieron en activos en dólares obtuvieron una rentabilidad superior a la de los activos en soles en alrededor de 10% al año.

**Cuadro 2****Principales estadísticos de los desvíos de PTI (1, 3, 6 y 12 meses)**

Estadístico	DPTIM	DPTIT	DPTIS	DPTIA
Media	-0.008154	-0.026942	-0.054494	-0.100651
Mediana	-0.003802	-0.015769	-0.030457	-0.049974
Máximo	0.040150	0.064430	0.045616	0.069282
Mínimo	-0.121767	-0.227088	-0.460451	-0.825803
Desv. Est.	0.021833	0.052793	0.099573	0.188055
Skewness	-2.159722	-1.929502	-2.161798	-2.399442
Kurtosis	11.67006	7.078341	7.356892	8.077234
Jarque-Bera	371.4009	124.7856	149.1341	193.1967
Probabilidad	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000

DPTIM:= diferencial o desvío de rendimientos de los activos en MN y ME con horizonte mensual,
DPTIT:= diferencial de rendimientos de los activos en MN y ME con horizonte trimestral,
DPTIS:= diferencial de rendimientos de los activos en MN y ME con horizonte semestral,
DPTIA:= diferencial de rendimientos de los activos en MN y ME con horizonte anual.

Sin embargo, dado que se rechaza estadísticamente la posibilidad que las series tengan una distribución normal (tests Jarque-Bera arrojan p-values de cero), resulta necesario estimar el nivel de sesgo que podría presentar la esperanza muestral respecto a su verdadero valor poblacional. Los resultados de aplicar un *bootstrapping* a las series se muestran en el cuadro 3.

Cuadro 3**Resultados del *bootstrapping* de las series de desvíos de la paridad de tasas de interés (DPTI)**

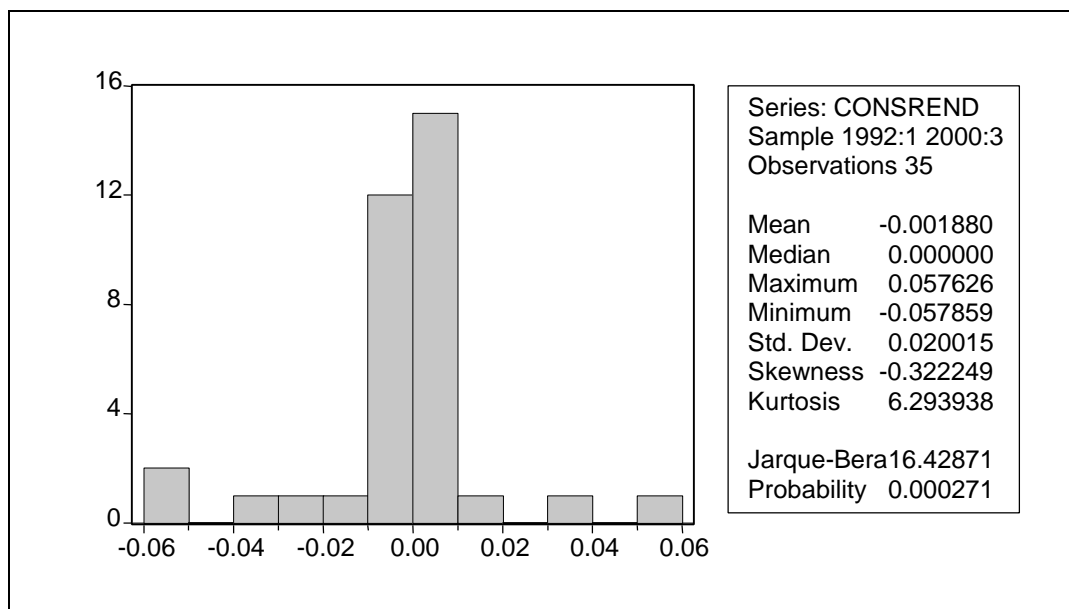
SERIE	Media muestral	Media <i>Bootstrap</i>	Desv. Estándar <i>Bootstrap</i> (D.E.)	Sesgo Estimado (S:E.)	S.E./ D.E.	Probabilidad (Media<0)
DPTIM	-0.008154	-0.00844	0.00221	0.00028321	0.127904	100%
DPTIT	-0.026942	-0.02765	0.00558	0.00070845	0.127015	100%
DPTIS	-0.054494	-0.05421	0.01010	-0.00028772	-0.028477	100%
DPTIA	-0.100651	-0.09808	0.01855	-0.00257428	-0.138798	100%



Como se observa, el sesgo estimado del estimador media muestral (la diferencia entre la media muestral y la del *bootstrap*) es prácticamente no significativo, lo que se confirma al observar el valor de la razón sesgo estimado-desviación estándar (S.E./D.E.), el cual es inferior a 0.25 en valor absoluto (en cada horizonte de inversión). Así, según el criterio de Efron (1982), el sesgo estimado no es relevante como para sospechar que la media muestral es cero o positiva. Ello queda totalmente verificado al calcularse la probabilidad que la media sea inferior a cero, la cual asciende al 100%¹³ (ver cuadro 3). En definitiva, existe evidencia que no permite rechazar la posibilidad que DPTI sea negativa en promedio.

El segundo paso para probar la hipótesis considera la confirmación que el lado derecho de la ecuación (15) sea negativo, es decir, que el promedio del producto de la tasa de consumo y la DPTI trimestrales¹⁴ (CONSREND) ha sido negativo durante el periodo de estudio.

Cuadro 4
Estadísticas de la serie CONSREND (producto de la tasa de consumo y el DPTI),
periodo 1992.I-2000.III



13 Cabe indicar que se realizó una sensibilidad de esta probabilidad al periodo de estudio, dejando de lado los primeros dos años donde la variable era significativamente negativa. No obstante, los resultados se vieron modificados levemente, manteniéndose totalmente las conclusiones del estudio.

14 La razón del cálculo de esta variable con periodicidad trimestral ha sido explicada en la sección 3.



En el cuadro 4 se aprecia que la serie CONSREND presenta una media muestral negativa. Sin embargo, cabe la posibilidad que no sea un estimador insesgado de la media poblacional pues no presenta normalidad según el test Jarque-Bera (probabilidad que la hipótesis de normalidad se cumpla es de 0.027%) .

Al realizar un *bootstrapping* a esta serie se obtuvo que el sesgo estimado era no significativo. Según el criterio que propone Efron (1982), el sesgo estimado es muy inferior a la desviación estándar (0,0646) y menor al 0,25 que postula el criterio. Ello se confirma al calcular la probabilidad que la media de CONSREND sea negativa, la cual fue mayor al 70% (ver cuadro 5).

Cuadro 5

Resultados del *bootstrapping* de la serie CONSREND

SERIE	Media muestral	Media <i>Bootstrap</i>	Desv. Estándar <i>Bootstrap</i> (D.E.)	Sesgo Estimado (S:E.)	S.E./ D.E.	Probabilidad (Media<0)
CONSREND	-0.0019	-0.0022	0.0035	0.000226	0.0646	73%

5. Conclusiones

Es la presencia de incertidumbre la que genera la posibilidad de que los rendimientos no se igualen, en caso de que existiera perfecta previsión del futuro (ausencia de incertidumbre) no existirían desvíos de la PTI. El modelo muestra además que una mayor aversión al riesgo genera un mayor diferencial de los rendimientos entre ambos activos. Es decir, son las preferencias del individuo, en particular su grado de aversión al riesgo, las que generan que en promedio la condición de PTI se cumpla o no en una economía con sustitución de activos.

Según los resultados obtenidos, se comprueba que el desvío promedio de la PTI es negativo (la diferencia entre la covarianza del rendimiento del activo en soles y la tasa de consumo privado, y la covarianza del rendimiento del activo en dólares y la misma tasa de consumo), básicamente porque el diferencial se orienta a favor de la rentabilidad de los activos denominados en dólares. Es decir, los depósitos en dólares han sido en promedio más



rentables que sus similares en soles durante la década de los noventas, hecho que explicaría el alto grado de dolarización de activos observado en la economía peruana.

Extensiones a este trabajo incluyen el análisis de los desvíos de la PTI para distintos tipos de activos, bonos, depósitos de ahorro y a plazo en ambas monedas, y para diferentes agentes (entidades bancarias).



Bibliografía

Banco Central de Reserva del Perú, *Boletín Semanal*, Lima..

Blanchard, O. y S. Fischer (1989): *Lectures on Macroeconomics*. The MIT Press. Cambridge, Massachusetts.

Calvo, G. (1996): *Money, Exchange Rates and Output*. Cambridge. The MIT Press.

Christoffersen, P. y L. Giorgianni (1999): “Interest rate arbitrage in currency baskets: forecasting weights and measuring risk”. En: *IMF Working Paper*, WP/99/16.

Efron, B. (1982): *The Jackknife, the Bootstrap, an the Other Resampling Plans*. Philadelphia: Society for Industrial and Applied Mathematics.

Efron, B. y R. Tibshirani (1993): *An Introduction to the Bootstrap*. New York. Chapman & Hill.

Hansen, L. y K. Singleton (1983): “Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns”. En: *Journal of Political Economy*.

Itug, S. y P. Labadie (1994): *Dynamic Choice and Asset Markets*, Academic Press.

Marston, R. (1992): *Money, Exchange Rates and Output*. Cambridge. The MIT Press.

Mc Callum, B. (1989): “A reconsideration of the uncovered interest parity relationship”. En: NBER Working Paper #4113.

Meese, R. (1989): “*Empirical Assesment of Foreign Currency Risk Premiums*”. En: *Financial Risk: Theory, Evidence and Implications*. Editado por C.C. Stone. Kluwer Academic Publications, Boston.

Mizen, Paul y E. Pentecost (1996): *The Macroeconomics of International Currencies: Theory, Policy and Evidence*. Editores Paul Mizen y Eric Pentecost. Cheltenham E. Elgar.



Mooney, C. y R. Duval (1993): *Bootstrapping. A Non-Parametric Approach to Statistical Inference*. California. Sage Publications.

Obsfeldt, M. y K. Roggof (1992): *Foundations on International Macroeconomics*. The MIT Press.

Superintendencia de Banca y Seguros (SBS). *Información Financiera Mensual, de Banca Múltiple, Empresas Financieras, Empresas de Arrendamiento Financiero y Entidades Estatales*. Lima.

Tanner, E. (1998): “Deviations from Uncovered Interest Parity: a Global Guide to Where the Action is”. En: *IMF Working Paper*, WP/98/117.



Anexo 1

Un modelo base

El siguiente es un modelo simple que pretende ser la base de referencia para capturar las peculiaridades de una economía que presenta sustitución de activos y derivar la condición de PTI en condiciones certidumbre.

Según el modelo, el agente representativo maximiza la función de utilidad intertemporal (similar a (1) sin el operador esperanza) sujeto a la restricción presupuestal (2).

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \mathbf{b}^t u(c_t) \quad (1')$$

$$y_t + (1 + r_t)m_{t-1} + (1 + r_t^*)e_t m_{t-1}^* = c_t + m_t + e_t m_t^* \quad (2)$$

Las condiciones de primer orden de este modelo básico son:

$$u'(c_t) = \mathbf{b}(1 + r_{t+1}) u'(c_{t+1}) \quad (3')$$

$$u'(c_t) = \mathbf{b}(1 + r_{t+1}^*) \left(\frac{e_{t+1}}{e_t} \right) u'(c_{t+1}) \quad (4')$$

De las ecuaciones de Euler (3') y (4') podemos obtener la condición PTI descubierta:

$$(1 + r_{t+1}) = (1 + r_{t+1}^*) \left(\frac{e_{t+1}}{e_t} \right) \quad (5')$$

Es decir, en ausencia de oportunidades de arbitraje, la tasa de interés de los activos en moneda nacional debe igualar a la tasa de interés de los activos en moneda extranjera más la tasa de depreciación. Dicho de otra forma, en equilibrio los precios de los activos en moneda nacional y extranjera deben igualarse. La ecuación (5') constituiría la condición de PTI para una economía con sustitución de activos y sin incertidumbre.



Anexo 2

El modelo con costos de transacción

Para derivar la condición de PTI en presencia de costos de transacción basta con incorporarlos a la ecuación definida en (2) de la siguiente forma¹⁵:

$$y_t + (1 + r_t)m_{t-1} + (1 + r_t^*)e_t m_{t-1}^* = c_t + m_t + e_t m_t^* + \mathbf{f}(m_t, m_t^*) \quad (2'')$$

Donde: $\mathbf{f}_m < 0$; $\mathbf{f}_{m^*} < 0$; o sea, los costos de adquirir o vender los activos decrecen con el nivel de activos poseídos. Es decir, ahora los ingresos que recibe el individuo se destinan además para cubrir los costos derivados de adquirir ambos activos $\mathbf{f}(\cdot)$, como por ejemplo, los costos asociados a cambiar la moneda nacional por la extranjera para adquirir los activos denominados en esta última.

Las condiciones de primer orden de este modelo son:

$$u'(c_t)(1 + \mathbf{f}_m) = \mathbf{b}(1 + r_{t+1}) u'(c_{t+1}) \quad (3'')$$

$$u'(c_t)(1 + \mathbf{f}_{m^*}) = \mathbf{b}(1 + r_{t+1}^*) \left(\frac{e_{t+1}}{e_t} \right) u'(c_{t+1}) \quad (4'')$$

Dividiendo la ecuación (3'') por la (4'') se obtiene el desvío de la condición PTI descubierta originado por los costos de transacción por adquirir los activos en ambas monedas:

$$\frac{(1 + r_{t+1})}{(1 + r_{t+1}^*) \left(\frac{e_{t+1}}{e_t} \right)} = \frac{1 + \mathbf{f}_m}{1 + \mathbf{f}_{m^*}} \quad (5'')$$

¹⁵ Se asume por simplicidad ausencia de incertidumbre.



Sin embargo, si suponemos que en la práctica $|\phi_m| < |\phi_m^*|$, es decir, que los costos marginales provenientes de la compra-venta de los activos en moneda extranjera son mayores a los costos de transar activos en moneda nacional (básicamente por el diferencial entre el tipo de cambio venta y el de compra), entonces este modelo predeciría que los desvíos de la PTI son positivos ((5'') sería mayor a cero) cuando, como se apreciará en la sección 4, en el caso peruano, ellos son negativos en promedio, lo cual permite descartar esta hipótesis.