



**UNIDAD DE ANÁLISIS DE POLÍTICAS
SOCIALES Y ECONÓMICAS**

ANÁLISIS ECONÓMICO

VOLUMEN 22

**EVALUACIÓN DE MEDIDAS ALTERNATIVAS DE INFLACIÓN SUBYACENTE:
APLICACIONES PARA EL CASO BOLIVIANO**

Humberto Arandía

Pablo Cuba B.

Boris Zambrana

5

**NIVEL DE DOLARIZACION, CONFLICTOS SOCIALES, IMPUESTO A LAS
TRANSACCIONES FINANCIERAS Y DIFERENCIAL DE TIPO DE CAMBIO**

Julio Humérez Quiroz

Víctor Hugo de la Barra

34

FONDO DE ESTABILIZACION

Katherina Capra Seoane

Pablo Ernesto Evia Salas

59

**ALTERNATIVAS ECONÓMICAS PARA LA CONSERVACIÓN DE LOS BOSQUES EN
BOLIVIA. UN EJERCICIO DE VALORACIÓN PARA EL BOSQUE CHIQUITANO**

Alfonso F. Malky Harb

75

**EVALUACIÓN DE IMPACTO DEL PLANE III: UN PROGRAMA QUE PERMITIÓ
ADQUIRIR EXPERIENCIA LABORAL A LOS OBREROS**

Fernando Landa Casazola

Susana I. Lizárraga

109

**SENSIBILIDAD DE LOS RETORNOS A LA EDUCACIÓN SEGÚN LA
CLASIFICACIÓN ÉTNICO LINGÜÍSTICA DE LA POBLACIÓN**

Milenka B. Figueroa Cárdenas

143

**DISEÑO DE LA RED INTEGRAL DE PROTECCIÓN SOCIAL
EN BOLIVIA**

Gabriel Loza T.

164

1 Introducción

El nivel de dolarización de la economía boliviana y especialmente del sistema financiero, entendida como el reemplazo de la moneda doméstica por moneda extranjera en su función de medio de pago (sustitución de monedas), es un fenómeno que se presentó como una constante desde 1985, año en que se estableció la libertad de tasas de interés y el uso de la moneda norteamericana en todo tipo de transacciones comerciales o financieras². Esta política se adoptó debido a que los agentes económicos adoptaron un comportamiento de desconfianza hacia la predictibilidad del valor de la moneda nacional, inducida principalmente por la desdolarización de 1982 y el proceso hiperinflacionario experimentado entre 1984 y 1985.

El trabajo tiene como suposición que el nivel de dolarización en el sistema financiero, principalmente relacionado con la captación de depósitos, ha disminuido a partir de medidas administrativas (política cambiaria) e impositivas (política fiscal), y no como resultado de un fortalecimiento de la economía y la consolidación de la credibilidad macroeconómica que incentive al público a demandar voluntariamente más moneda nacional.

El trabajo realiza un análisis cuantitativo de los efectos que han tenido la implantación del impuesto a las transacciones financieras (ITF), y la ampliación del diferencial entre el tipo de cambio de venta y compra del dólar, además de los efectos en dichas relaciones de los conflictos sociales de octubre de 2003, considerados los más importantes de los últimos años, utilizando como variables de control el nivel de actividad económica, el diferencial de rendimientos, la volatilidad del tipo de cambio, y el riesgo país³.

El documento se organiza de la siguiente manera. Además de esta primera sección, en la segunda se aborda la problemática que se tratará en el trabajo; en la tercera, a partir de distintos aportes teóricos y resultados empíricos existentes, de manera sucinta se establece el marco analítico orientada fundamentalmente a la identificación de las principales variables de control; la cuarta sección se destina a mostrar la evidencia empírica utilizando las funciones de intervención en el marco de la metodología de Box-Jenkins y modelos estructurales para variables no estacionarias. Finalmente, en la quinta sección, se reportan las principales conclusiones del trabajo y algunas recomendaciones de política.

2. Antecedentes

La dolarización de la economía boliviana tomó fuerza a partir de 1984, cuando se inició la aceleración de la inflación como consecuencia de la dificultosa situación de pagos internacionales que enfrentó Bolivia, que obligó al gobierno a adoptar medidas de política

2 Sin embargo, la sustitución de la moneda doméstica por otra moneda extranjera en su función de reserva de valor (dolarización de activos), es un fenómeno que en Bolivia está presente al menos desde comienzos de los setenta.

3 Existen otros factores tales como rumores sobre la veracidad de algunos billetes norteamericanos como el ocurrido a comienzos de 2006, costos administrativos asociados al transporte de moneda extranjera, tasa de encaje legal diferenciada para pasivos en dólares, etc., pero que por considerarse como hechos aislados o de menor importancia, sus efectos no son modelados económicamente y son capturados por el término estocástico de los procesos considerados.

económica que agravaron la escasa confianza de la población en la moneda nacional y derivaron en una hiperinflación, que condujo a la pérdida casi total de la función de depósito de valor del peso boliviano.

La dolarización es un término convencional que significa una marcada preferencia por el uso de activos financieros y contratos mercantiles nominados en dólares norteamericanos o indexados a la cotización de dicha divisa. Ello significa que la moneda nacional no fue totalmente sustituida por el dólar norteamericano, que hubiera implicado que todas las funciones de la moneda nacional, pasen a ser desempeñadas por el dólar.

La dolarización de los depósitos bancarios mostró una tendencia creciente hasta abril de 1994 cuando alcanzó su nivel máximo de 93.9% de los depósitos totales. Esta tendencia fue sin duda retroalimentada por la política cambiaria adoptada desde agosto de 1985, consistente en una flotación sucia con ajustes diarios.

Después de la estabilización de agosto de 1985, la población consideraba que la depreciación del boliviano era una característica inherente al sistema económico y por ende, la mejor manera de protección era mantener activos y contratos dolarizados. Asimismo, el diferencial entre el tipo de cambio oficial y del mercado paralelo era muy pequeña (1 o 2 centavos de boliviano) y porcentualmente era cada vez más pequeña a medida que el tipo de cambio aumentaba, por lo que el costo de convertir dólares a bolivianos era muy pequeño. La mayoría de la población indirectamente comprendía que la variación del tipo de cambio obedecía a las disponibilidades de divisas del país.

Es necesario anotar que varias transacciones mercantiles se realizaban con dólares, lo que contribuía a mantener cuentas bancarias dolarizadas. Así, los préstamos bancarios generalmente se realizaban en dólares, dado que la mayoría de los depósitos estaban denominados en dólares, sin considerar que los ingresos de los prestatarios eran en bolivianos. Todo ello implicaba un conocimiento amplio y difundido del comportamiento del tipo de cambio.

Entre diciembre de 1994 y febrero de 1995 se presentó un quiebre en la tendencia ascendente de la dolarización, pero posteriormente se vuelve a presentar una tendencia creciente hasta fines de 2003, cuando empieza una tendencia decreciente definida.

No obstante, la dolarización del sistema financiero tuvo la virtud de permitir la recuperación de la intermediación financiera, ya que la posibilidad de protección contra potenciales pérdidas del poder adquisitivo de la moneda nacional, hizo que el dinero fluya hacia las entidades financieras. Este proceso tuvo que ser acompañado con la recuperación de confianza en el sistema financiero, iniciando un círculo virtuoso entre la estabilidad y la dolarización.

Inmediatamente después de la estabilización de 1985, las altas tasas de interés en moneda extranjera para los depósitos remunerados, se hallaban en niveles muy altos. Estas tasas se mantuvieron muy por encima de las tasas internacionales y ello hacía que el costo de oportunidad de mantener depósitos en bolivianos sea elevado, porque el rendimiento

nominal de los depósitos en moneda nacional no llegaba a compensar la depreciación, por lo cual no había un incentivo para superar la desconfianza en el valor del boliviano.

El riesgo de tipo de cambio era prácticamente inexistente para las entidades financieras, ya que estas decidieron minimizar el manejo de activos y pasivos en moneda nacional, lo cual contribuyó a la dolarización, ya que las entidades bancarias preferían no tomar eventuales ventajas de operar en moneda nacional, aunque no ignoraban que un aumento de la depreciación cambiaría podría conducir a un incremento del riesgo de crédito, si los préstamos caían en mora.

El riesgo de tipo de cambio era prácticamente inexistente para las entidades financieras, ya que estas decidieron minimizar el manejo de activos y pasivos en moneda nacional, lo cual contribuyó a la dolarización, ya que las entidades bancarias preferían no tomar eventuales ventajas de operar en moneda nacional, aunque no ignoraban que un aumento de la depreciación cambiaría podría conducir a un incremento del riesgo de crédito, si los préstamos caían en mora.

En 2001, el Gobierno para paliar el déficit de vivienda decidió aplicar una política de fomento, para lo cual estableció las bases para préstamos hipotecarios en moneda indexada al índice de precios al consumidor (IPC). Esta moneda de cuenta fue denominada Unidad de Fomento a la Vivienda (UFV) y su cotización fue responsabilizada al Banco Central de Bolivia. El programa de préstamos hipotecarios no tuvo el éxito deseado pero la UFV quedó como una moneda de cuenta adicional a la de “Mantenimiento de Valor”.

En los meses inmediatamente posteriores las entidades financieras no mostraron intención de utilizarla y no existían productos financieros nominados en UFV, pese a que se generó alguna demanda de estos productos⁴. Posiblemente se pensaba que las condiciones externas no generaban suficiente confianza para hacer predicciones sobre el tipo de cambio y probablemente no deseaban tener que hacer un manejo más complejo del riesgo de tipo de cambio. De modo que esa medida no generó al principio efectos en el nivel de dolarización.

En 2003, el BCB aprobó una Resolución de Directorio para aumentar la diferencia de tipo de cambio a 3 centavos entre el tipo de cambio oficial de venta y compra. La medida fue resistida interpretándose como una devaluación deliberada, y el momento fue aprovechado por los especuladores para hacer ganancias extraordinarias por el incremento en el diferencial. La medida fue revertida a los pocos días por el Presidente de la República, para no afectar su caudal político.

Desde el mes de julio de 2005 se amplió gradualmente la diferencia entre el tipo de cambio oficial de venta y compra y el público comenzó a sentir el costo de convertir dólares a bolivianos y viceversa. Esta medida fue adoptada en un contexto externo favorable, que permitía mantener el tipo de cambio estable que no requería depreciaciones para mejorar la competitividad externa o proteger las reservas internacionales. En el presente trabajo se intentará cuantificar la participación de esta medida en la disminución del grado de dolarización.

4 El Banco Santa Cruz fue el primero en ofrecer préstamos en UFV.

Por otra parte, para paliar el déficit fiscal el Gobierno implantó en 2004 el “Impuesto a las transacciones financieras (ITF)”, sesgando su aplicación en contra de los depósitos en moneda extranjera. Esta medida impactó positivamente en la desdolarización y probablemente explique parte de la disminución del indicador de dolarización. En el año 2006, el Gobierno decidió ampliar por tres años adicionales la vigencia del ITF, declarando explícitamente el objetivo de reducir la dolarización de los depósitos. Más adelante se tratará de medir el impacto de esta medida en la desdolarización.

La dolarización del sistema financiero, especialmente el bancario, ha experimentado una disminución constante en los dos últimos años y ello podría deberse a una acción combinada de medidas de política económica y de un entorno externo favorable que se reflejó en una mejora notable de la balanza de pagos y sus consecuencias sobre el tipo de cambio. El entorno externo favorable es resultado de un incremento de precios de los bienes de exportación y del alivio importante recibido por Bolivia en materia de deuda externa proveniente de las condonaciones que se vienen realizando desde el año 1997.

Las medidas de política económica como la imposición del ITF y la implantación de la UFV no fueron medidas que tenían como objetivo inicial la desdolarización, sino buscaban efectos en otro ámbito, por lo menos formalmente. Así el ITF fue implementado para solucionar un problema de escasez de ingresos del Tesoro General de la Nación, mientras que la UFV buscaba dotar de acceso al financiamiento para la vivienda. El ITF fue exitoso como medio de recaudación de impuestos y ello condujo a la ampliación de su vigencia hasta mediados del 2009.

Dado el sesgo contra los depósitos en moneda extranjera y a juzgar por las expresiones de los representantes de los bancos, se preveía que el ITF tendría efectos en la desdolarización de los depósitos bancarios, porque no era posible imaginar que los agentes económicos no se vean afectados por los costos de este impuesto. Es probable que la ampliación del ITF haya buscado no solo el efecto de recaudación de impuestos sino disminuir el nivel de dolarización, en tal sentido esta medida constituye una intervención de política para modificar el comportamiento de los usuarios de los bancos para lograr una mayor utilización de la moneda nacional, favoreciendo el futuro manejo de política monetaria. Un tema de investigación es tratar de aislar ese efecto y conocer su impacto en la desdolarización.

La aplicación de la UFV no puede ser considerada como una medida de intervención deliberada para lograr un mayor uso de la moneda nacional, sin embargo es probable que a medida que las entidades financieras ofrecían cuentas en UFV, haya influido en la desdolarización. Al principio de la vigencia de la UFV, su aplicación fue recibida con escepticismo y hasta rechazo por el sistema financiero, por motivos similares al ITF. Una indización de los activos y pasivos financieros al Índice de Precios al Consumidor (IPC) o un indicador derivado del mismo, debe conducir a un manejo sistemático del riesgo de tipo de cambio.

Por ello, la UFV tardó bastante en convertirse en una moneda de cuenta. Asimismo, el público usuario tardó en darse cuenta de la posibilidad de hacer transacciones en UFV por considerarlo sofisticado. A ello también contribuyó la inexistencia de una adecuada proyección del tipo

de cambio. La persistencia de una tasa de devaluación menor a la inflación, la ampliación de la diferencia de tipo de cambio y la exención de las transacciones financieras nominadas en UFV del ITF, provocaron un crecimiento lento de las operaciones en esta moneda.

Es importante notar que el ámbito de influencia de la UFV se circunscribe en gran medida al sector bancario y ni siquiera ha alcanzado a todas las instituciones de depósito bancario. En efecto, las entidades de micro finanzas y especializadas en crédito hipotecario no utilizan UFV en sus operaciones; tampoco se puede hablar de una expansión de la UFV hacia las entidades de seguros, valores y pensiones, aunque pueden haber algunas inversiones en títulos públicos nominados en UFV. Mucho menos se puede decir que la UFV es utilizada como moneda de cuenta para contratos comerciales o fuera del ámbito bancario. En ese sentido, la desdolarización que puede haber provocado la UFV es prácticamente nula.

El entorno externo favorable que experimenta Bolivia desde 2003, es otro factor que probablemente influyó en el nivel de dolarización. No es posible imaginar que la población no se haya percatado de la mayor fortaleza del boliviano, dado que el tipo de cambio desde el año 2005 ha tenido escasa variación. La dificultad de analizar los factores y el grado de su influencia en la desdolarización radica en que entre 2004 y 2006 sus efectos fueron conjuntos y retroalimentados entre sí. A estos factores se deben añadir otros relacionados con los cambios de gobierno y eventos que provocaron impulsos a una mayor dolarización aunque temporales y su reversión puede haber sobrepasado el impulso, provocando mayor confianza en la moneda nacional ante la abundancia de moneda extranjera en el mercado.

2.1 Marco analítico

La crisis de la primera mitad de los ochenta generó gran incertidumbre económica, que se reflejó, entre otras cosas, en un alza abrupta de las tasas de interés en el sistema financiero y una caída de los plazos de los depósitos y las colocaciones de cartera, hasta llevar a una virtual desaparición del sistema financiero nacional.

La tasa de interés pasiva nominal en moneda nacional, entre 1980 y 1985, registró una rápida alza desde el 11.75% en enero de 1980 hasta 336% en agosto de 1985, mientras que la tasa de interés activa nominal en moneda nacional, en el mismo periodo, se incrementó de 19% en enero de 1980 a 600% en julio de 1985.

Estos aumentos en las tasas de interés llevaron al incremento del riesgo de *default* y a la variación de rendimientos⁵. Según la teoría de selección de carteras de Markowitz (1952), un agente económico adverso al riesgo, en un marco de mayor incertidumbre, exigirá mayores retornos esperados para mantener un activo financiero más riesgoso. En caso que esto no ocurra, el ajuste se da a través de la reducción de plazos y/o un incremento en la dolarización (Antelo, 1993).

Suponiendo que el riesgo de *default* es igual para activos nominados en moneda nacional y moneda extranjera, ante un mayor riesgo de variación de rendimientos los agentes

5 El riesgo de "default" se da cuando no existe el pago (devolución) de depósitos y/o del crédito, mientras que el riesgo de variación de rendimientos tiene lugar cuando el rendimiento obtenido es diferente al rendimiento observado.

económicos decidirán mantener activos financieros nominados en moneda nacional si éstos otorgan a sus poseedores mayores retornos esperados en comparación con los activos nominados en moneda extranjera.

Desde otra perspectiva, Thomas (1985) y Calvo y Végh (1995), considerando un modelo para una economía pequeña, con un solo bien, en el que los consumidores mantienen cuatro activos, cuyo nivel es función del ingreso: moneda doméstica, moneda extranjera, bonos domésticos, y bonos extranjeros, mediante un proceso de optimización dinámica, determinan que la fracción de la riqueza mantenida por los consumidores en moneda extranjera, depende de la diferencia de retornos reales, es decir, de la diferencia entre el rendimiento nominal de los activos en moneda nacional y la tasa de interés de los activos en moneda extranjera, ajustada por la tasa de depreciación cambiaria, y el grado de aversión al riesgo.

Antelo (1996) y Lora (2000) postulan que la persistencia de la dolarización de activos financieros observada en el periodo de la post-estabilización, se debe principalmente a una falta de incentivos para una mayor demanda de activos financieros nominados en moneda nacional; otros autores como Melvin (1985) y Afcha y Melvin (1987), encuentran que la dolarización es explicada por la diferencia de tipo de cambio y la volatilidad del tipo de cambio; Morales (1987), sostiene que la dolarización es un proceso de largo plazo; y Cooper (1992), indica que la dolarización se explica por la desconfianza de los agentes económicos en el comportamiento de la economía y la falta de incentivos para invertir en Bolivianos.

En base a los elementos identificados por los distintos trabajos como determinantes del nivel de la dolarización en Bolivia y su persistencia, este trabajo tiene como objetivo la medición de los efectos de los conflictos sociales registrados en el país en octubre de 2003, y de la implementación del impuesto a las Transacciones Financieras (ITF), y de la diferencia de tipo de cambio, como medidas de política más relevantes de los últimos años. Para ello, se utilizan dos aproximaciones: a) En el marco de metodología de Box-Jenkins, se especifican Funciones de Intervención que posibilitarán mediciones de corto y largo plazo de las distintas medidas y, b) bajo un enfoque más estructural se modela el fenómeno estudiado mediante un modelo de Corrección de Errores.

2.2 Evidencia empírica

Funciones de Intervención

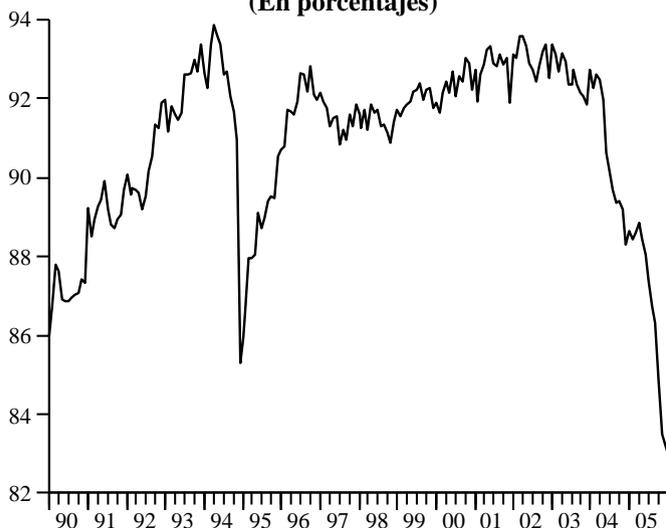
La serie objeto de análisis es la dolarización, que se define, siguiendo a Dornbush (1989), como el cociente entre depósitos en moneda extranjera⁶ y el total de depósitos.

Se parte con el examen de las propiedades estadísticas de la serie, para lo cual se examina el gráfico de la serie y posteriormente los resultados de los contrastes de no-estacionariedad de Dickey-Fuller Ampliado (ADF), Zivot y Andrews y KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin).

⁶ Estos incluyen depósitos vista, caja de ahorro, y plazo fijo, en dólares (ME) y moneda nacional (MN). Esta información y los depósitos totales fueron tomados de las "Estadísticas Financieras Internacionales" del Fondo Monetario Internacional (FMI).

El gráfico muestra que la dolarización en Bolivia en los últimos dieciséis años es un fenómeno altamente persistente, con una media de 90.8% y una desviación estándar de 2.28%, que se traduce en un coeficiente de variación de 0.025. Asimismo, presenta una distribución asimétrica negativa, lo que lleva al rechazo de la hipótesis nula de normalidad⁷, indicando con ello que en el periodo analizado los eventos de niveles bajos de dolarización más bien fueron una excepción más que la regla.

Gráfico 1
Evolución de la Dolarización: 1990:ene - 2006:Feb
(En porcentajes)

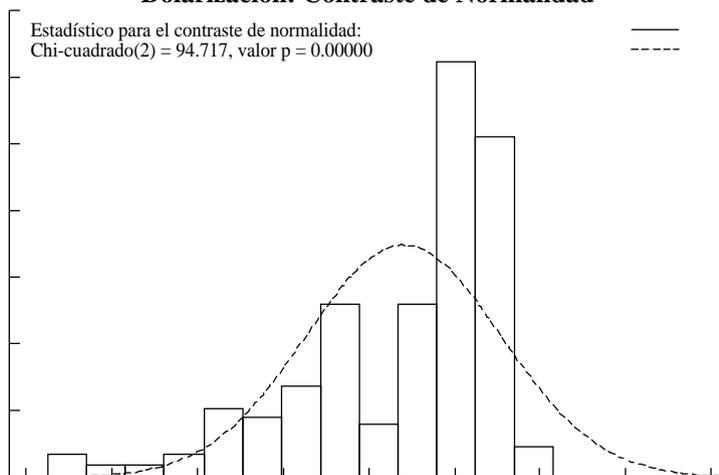


Fuente: Elaboración propia

En efecto, entre diciembre de 1994 y febrero de 1995, el ratio de dolarización disminuyó transitoriamente como resultado de una menor demanda por el público de Depósitos a Plazo Fijo en moneda extranjera frente a incrementos sostenidos en depósitos en moneda nacional, especialmente de los depósitos vista, mientras que las caídas sostenidas observadas desde mediados del 2004, parecen ser el efecto combinado de la vigencia del diferencial entre el tipo de cambio de venta y compra aplicada por el Banco Central de Bolivia desde Marzo de 2005 y de la implementación del Impuesto a las Transacciones Financieras (ITF) desde mediados de 2004 y su posterior ampliación en el mes de Julio de 2006.

⁷ El estadístico Chi-cuadrado presenta un valor de 94.717, con un valor probabilidad de 0 a cuatro dígitos, cuyo valor pequeño permite rechazar con holgura la hipótesis nula de Normalidad.

Gráfico 2
Dolarización: Contraste de Normalidad



La implementación del test ADF llevó a la conclusión que el ratio de dolarización presenta una raíz unitaria⁸, siendo el valor del estadístico X de -1.114 menor, en valor absoluto, a los valores críticos de -3.464(1%), -2.876(5%) y -2.574(10%) (Ver Tabla 1), siendo la principal implicación de política que los shocks tienen efectos permanentes, es decir, que la implementación por la autoridad económica de políticas no previstas tendrían efectos no reversibles.

Sin embargo, como se puede apreciar en el Gráfico 1, la serie presenta al menos dos quiebres estructurales, uno a mediados de los noventa y otro desde mediados del 2004, situaciones que podrían invalidar los resultados de la prueba ADF. Por ello, a fin de contar con mayores elementos de análisis sobre la no-estacionariedad de la serie, se examinaron los resultados del test de Zivot-Andrews. Este test identifica como fecha de quiebre diciembre de 1994, y al igual que la prueba ADF, no permite rechazar la hipótesis nula de presencia de una raíz unitaria.

No obstante, ambos resultados parecen estar influenciados por el valor cercano a la unidad del coeficiente autorregresivo del proceso estocástico que genera los datos de la serie. Al respecto, el resultado del test KPSS es bastante concluyente al no rechazar la hipótesis nula de estacionariedad, con un estadístico LM cuyo valor es sustancialmente inferior a los valores críticos (Ver Tabla 1). De esta manera, los shocks sobre la serie de ratio de dolarización tendrían más bien efectos transitorios aunque altamente persistentes y la dolarización sería un fenómeno relativamente reversible a partir de una combinación adecuada de políticas en un contexto de estabilidad macroeconómica.

⁸ La hipótesis nula de dos raíces unitarias fue rechazada al presentar la prueba un estadístico λ de -14.09 superior a los valores críticos de -3.46(1%), -2.87(5%) y -2.57(10%).

Tabla 1
Dolarización: Pruebas de No-Estacionariedad

	Estadístico	VC(1%)	VC(5%)	VC(10%)
ADF				
Constante	-1.114	-3.464	-2.876	-2.575
Zivot-Andrews				
Dummy impulso	-0.521	-3.480	-2.880	-2.580
Dummy nivel	-1.504	-3.480	-2.880	-2.580
KPSS(*)				
Constante	0.303	0.739	0.463	0.347

Fuente: Elaboración propia

(*) Contrasta la hipótesis nula de estacionariedad.

El siguiente paso consistió en la identificación del proceso ARMA(p,d,q) subyacente en las observaciones de la serie dolarización, para cuyo efecto, considerando los resultados del test KPSS de raíz unitaria, se asume que dicha serie es estacionaria. El análisis del correlograma sugiere un proceso AR(1) como una aproximación razonable del proceso generador de datos⁹ (Ver Tabla 1, Anexo 1).

La estimación de este proceso presenta un coeficiente autorregresivo de 0.976, un valor considerablemente alto que se debe a la alta persistencia de la serie y deriva en una baja potencia de los tests de raíz unitaria ADF y Zivot-Andrews. Por otra parte, el proceso estimado tiene como característica residuos ruido blanco (DW de 1.995) y no presenta términos ARCH en los errores (ARCH-TR² de 0.0358), aunque no son normales debido a la asimetría en su distribución (Jarque-Bera de 6379.6).

$$(1 - 0.976L)dol = 90.203$$

(45.94) (90.203)

$$R^2 = 0.917, R^2 \text{ cor} = 0.916, \text{Raíz inversa} = 0.98$$

$$DW = 0.1995, F = 2111 (0.000), \text{ARCH}(\text{TR}^2) = 0.0358 (0.982), J-B = 6379.6 (0.000)$$

Nota: Debajo de los coeficientes, entre paréntesis, se reportan los estadísticos t

Conflicto de Octubre de 2003

Para la especificación de la Función de Intervención se supuso que el conflicto social de octubre de 2003 tiene un efecto gradual sobre el nivel de dolarización, que se captura mediante una función de cambio gradual denotada como oct_03 que asume los siguientes valores: 2003-oct = 0.25, 2003-nov = 0.50, 2003-dic = 0.75, 2004-ene en adelante = 1 y 0 en otro caso. Para identificar la presencia de rezagos en el efecto de la intervención se computaron los criterios de Akaike y Schwarz, cuyos valores mínimos indican que el efecto se presenta con 7 rezagos (ver Tabla 2, Anexo 1).

⁹ Los coeficientes de autocorrelación simple (FAS) presentan un patrón decreciente, siendo significativos entre los retardos 1 y 15 de acuerdo al intervalo $\pm 1.96/\sqrt{194}$, acompañado por el primer coeficiente de autocorrelación parcial significativo.

Los resultados de la estimación¹⁰ de la Función de Intervención señalan que el efecto del conflicto social y político registrado en octubre de 2003, se presentó con un rezago de siete meses, siendo su efecto sobre el nivel de dolarización negativo. El efecto de corto plazo es de 4.05%, mientras que su efecto de largo plazo alcanza a 58%, que se debe al alto valor del coeficiente autorregresivo del proceso (0.93).

La reducción en la dolarización al parecer se dio principalmente como resultado de las disminuciones de los Depósitos a Plazo Fijo en moneda extranjera, que entre septiembre de 2003 y abril de 2004 se redujeron en cerca de \$us165 millones, que equivalen a una disminución de 11%, para posteriormente retornar a su tendencia histórica creciente. Los restantes activos financieros denominados en moneda extranjera continuación con su tendencia al alza.

Lo anterior indica que un contexto de crisis política y social no prevista, la incertidumbre aumenta significativamente e induce a los agentes económicos a demandar activos financieros de corto plazo como depósitos a la vista y depósitos en caja de ahorro, que pueden ser retirados sin límite de monto en cualquier momento. Los activos financieros que tienen restricciones de plazo para su retiro e implican pérdidas importantes en su tasa de retorno, como los DPFs, son evitados mientras se mantiene el ambiente de incertidumbre.

$$(1 - 0.930L)dol = 91.433 - 4.052 \text{ oct}_{03-7}$$

$$(34.417) \quad (129.510) \quad (-3.773)$$

$$R^2 = 0.914, R^2 \text{ corr.} = 0.913, DW = 2.039, F = 974.59 (0.000)$$

$$ARCH(TR2) = 0.052 (0.973), J-B = 8293 (0.000), \text{Raíz inversa} = 0.93$$

Nota: Debajo de los coeficientes, entre paréntesis, se reportan los estadísticos t

Adicionalmente, la Función Impulso-Respuesta indica de manera muy ilustrativa la gradualidad del efecto de la intervención, pero al mismo tiempo, su carácter altamente persistente. (Ver gráfico 1, Anexo 1).

Impuesto a las Transacciones Financieras (ITF)

El Impuesto a las Transacciones Financieras (ITF), fue aprobado por el Congreso Nacional el 1° de abril de 2004 y puesto en vigencia desde el 1° de julio del mismo año, con carácter transitorio, por 24 meses, con el propósito de paliar el déficit fiscal. Este impuesto se aplicó a todas las operaciones crediticias y de débito en cuentas corrientes y de ahorro, pagos y transferencias de fondos así como a la adquisición de cheques de gerencia, de viajero u otros instrumentos financieros similares, realizadas en todas las entidades financieras reguladas por la Superintendencia de Bancos y Entidades Financieras (SBEF), con algunas excepciones. La alícuota se determinó en 0.3% para los primeros doce meses y en 0.25% para los restantes doce meses.

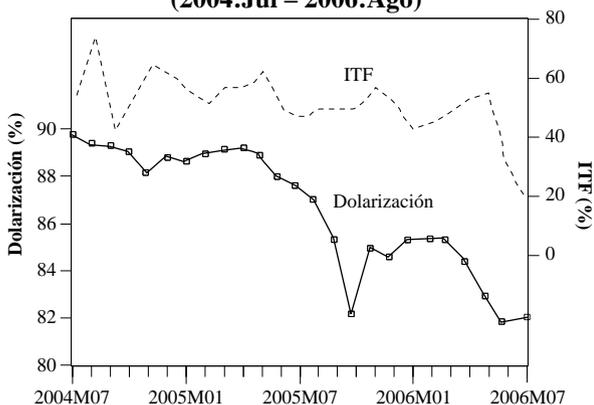
10 Las estimaciones de la Función de Intervención mantienen las propiedades estadísticas del proceso AR(1), examinadas anteriormente.

Posteriormente, el 21 de julio de 2006, mediante la Ley 3446, se dispuso la prórroga del ITF. La nueva Ley, al igual que la anterior, también tiene carácter transitorio pero esta vez por un periodo de tres años, vale decir hasta mediados del 2009, con una alícuota constante de 0.15%. El impuesto, a diferencia de su primera versión, abarca a depósitos a plazo fijo en cualquier moneda extranjera, tanto en lo que se refiere a la redención de capital como el pago de intereses, y la participación en los fondos de inversión en relación al rescate de las cuotas de participación y sus rendimientos. Su propósito es doble, por una parte está la recaudación de recursos que ayude a mejorar la posición fiscal de la economía, y por otra, incentivar un mayor uso del Boliviano que permita aumentar los grados de libertad de la política monetaria.

En cuanto a las particularidades de la serie ITF, considerando el periodo comprendido entre julio de 2004 y el mismo mes de 2006, de forma similar al ratio de dolarización, presenta características estacionarias de acuerdo a los resultados de la prueba KPSS (Ver Tabla 3, Anexo 1); los tests ADF y Zivot-Andrews, nuevamente muestran evidencia de bajo poder para detectar la presencia de raíces unitarias en la serie ITF al observarse como la mejor aproximación al proceso generador de datos, un MA(1) invertible con un coeficiente de 0.947¹¹.

De acuerdo al coeficiente de correlación, la relación lineal entre ambas variables es significativa y positiva. En efecto, dicho estadístico se calcula para el periodo examinado en 0.608, que al nivel de confianza de 95% es significativo¹². Según este resultado, la implementación del ITF no habría tenido un efecto negativo en la dolarización. Sin embargo, la relación negativa se observa para los primeros doce meses, periodo para el cual dicho coeficiente se calcula en -0.18. Esta relación aparentemente contradictoria se debería al carácter transitorio de la medida y las deficiencias en la provisión de información al público a inicios de la aplicación de la medida.

Gráfico 3
Evolución de la Dolarización e ITF
(2004:Jul – 2006:Ago)



Fuente: Elaboración propia

11 El proceso identificado y estimado es el siguiente: $itf = 50.521 + (1 + 0.947)\epsilon_t$, con un R^2 de 0.264, F de 8.268 (0.0085), y DW de 2.064.

12 El valor crítico al 5% (a dos colas) es de 0.386.

Por otra parte, debe notarse que el coeficiente de correlación no mide ninguna dependencia de causalidad entre las variables y tampoco contempla situaciones de relaciones no lineales. Por tal razón, a continuación se explora la relación entre ambas variables a partir de una Función de Intervención. Para ello se define una variable intervención nivel, que asume el valor de 1 a partir de julio de 2004 y 0 en cualquier otro caso, la que se incluyó aditivamente en el proceso AR(1) identificado para el ratio de dolarización, con un rezago de cinco periodos¹³.

Los resultados muestran que la variable intervención es significativa a un nivel de confianza del 90%, siendo su efecto de corto plazo sobre el ratio de dolarización de -1.13% y su efecto de largo plazo de -34%.

$$(1 - 0.967L)dol = 90.6 - 1.132itf_{.5} \\ (40.420) \quad (60.806) \quad (-1.726)$$

$$R^2 = 0.914, R^2_{corr} = 0.913, DW = 2.008, F = 985.65(0.000), \\ ARCH = 0.0384 (0.980), Jarque-Bera = 6984$$

Nota: Debajo de los coeficientes, entre paréntesis, se reportan los estadísticos t

Diferencial de tipo de cambio

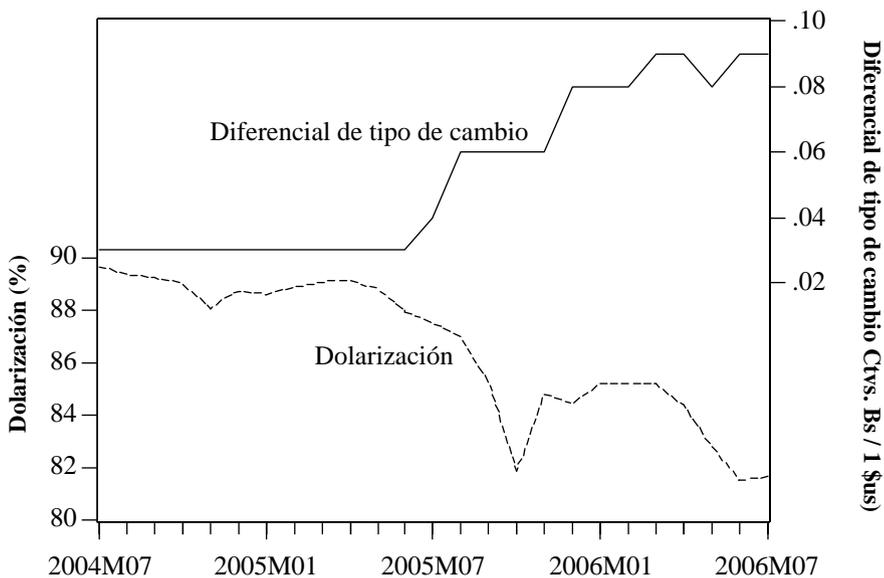
En el periodo comprendido entre julio de 2004 y junio de 2005, el diferencial entre el tipo de cambio de compra y venta (spread) era constante e igual a 3 centavos de Bolivianos por cada dólar de Estados Unidos. Sin embargo, el 15 de julio de 2005, dicho diferencial cambiario fue ampliado por el Banco Central a 4 centavos y catorce días después a 6 centavos, con el propósito de promover un mercado privado de divisas más profundo¹⁴.

Posteriormente, en diciembre de 2005 el spread se incrementó a 8 centavos, y desde marzo de 2006 se mantiene prácticamente en 9 centavos (ver gráfico 5). Debe hacerse notar que la ampliación del diferencial y la apreciación del tipo de cambio nominal se dieron en un contexto internacional favorable, que se reflejó en una importante liquidez en dólares, destacando el superávit en la balanza comercial y los niveles históricamente altos de las reservas internacionales netas del Banco Central.

13 La elección de rezago óptimo se realizó en base a los criterios de Akaike y Schwarz, cuyos valores mínimos se obtuvieron para el quinto rezago.

14 En octubre de 2002, el Banco Central de Bolivia (BCB), en el marco del Artículo 19 de la Ley 1670 (Ley del Banco Central de Bolivia), decidió aumentar la diferencia entre el tipo de cambio de venta y compra de los dólares del BCB desde 2 centavos que se tenía hasta entonces, hasta 6 centavos, vale decir una ampliación de 4 centavos de Bolivianos. El propósito de la medida consistía en mitigar la excesiva dolarización impulsando la demanda de la moneda nacional para transacciones. La medida fue revertida a pocas horas debido a la fuerte oposición del público, especialmente de los exportadores y del propio Congreso Nacional.

Grafico 5
Evolución de la Dolarización y el Diferencial de tipo de cambio
(2004:Jul – 2006:Ago)



Fuente: Elaboración propia

Para el periodo de vigencia de la medida, el coeficiente de correlación es -0.55 , valor que es estadísticamente significativa al 95% de nivel de confianza¹⁵. Esta cifra es ampliamente superior, en términos absolutos, al coeficiente calculado para el caso del ITF a inicios de su aplicación de -0.18 , lo que lleva a inferir de manera preliminar que la diferencia de tipo de cambio sería el instrumento de política más efectivo para alcanzar el objetivo de un mayor uso de la moneda nacional, sin mellar los niveles de competitividad de las exportaciones al mantenerse el tipo de cambio real en niveles competitivos.

Esta situación se explicaría, entre otras cosas, por los mayores costos de transacción que implica la medida, al encarecer sustancialmente las operaciones de cambio de moneda nacional a dólares y viceversa. De hecho, cálculos simples demuestran que los costos asociados al cambio de moneda aumentan en forma exponencial con el monto de operación, lo que sin duda afecta de manera importante el ingreso de los agentes económicos, especialmente de aquellos estratos de la población de ingresos fijos que veían al dólar como un activo financiero “libre” de riesgo. A esto se suman las innovaciones introducidas en el sistema financiero en el último tiempo, que se tradujo en la oferta de activos financieros nominados en moneda nacional con mantenimiento de valor (MNMV), destacando las cuentas de ahorro en UFV (Unidad de Fomento a la Vivienda) y depósitos a plazo fijo en moneda nacional.

¹⁵ El valor crítico al 5% (a dos colas) es igual a 0.5529.

Para efectos de medición de los efectos de corto plazo y largo plazo, la función de intervención se especifica utilizando como base el proceso AR(1) para el ratio de dolarización, al cual se incluye aditivamente una variable intervención nivel (*spread*) que asume el valor 1 para el periodo entre julio de 2005 y febrero de 2006, y 0 en otro caso, utilizando 3 rezagos, que fue determinado en base a los criterios de Akaike y Schwarz¹⁶.

Los resultados confirman la impresión recogida a partir del coeficiente de correlación, habiéndose encontrado como efecto corto plazo una disminución del nivel de dolarización en -1.68%, mientras que el efecto de largo plazo se estima en -54%, cercano al efecto de largo plazo derivado del conflicto socio-político de octubre de 2003¹⁷.

$$(1 - 0.968L)dol = 90.460 - 1.676 \text{ spread}_{-3} \\ (42.03) \quad (58.409) \quad (-2.548)$$

$$R^2 = 0.918, R^2 \text{ corr} = 0.917, DW = 2.082, F = 1047 (0.000) \\ ARCH = 0.0007 (0.977), \text{Jarque-Bera} = 7457 (0.000)$$

Nota: Debajo de los coeficientes, entre paréntesis, se reportan los estadísticos t

A manera de consideración final, debe notarse que se encontró evidencia contundente acerca de la causalidad en sentido de Granger de las variables *diferencial de tipo de cambio e ITF* hacia la variable *dolarización*, pero no en sentido contrario. (Ver Tabla 4, Anexo 1). Debido a ésta propiedad estadística de las variables de política, sus efectos sobre el nivel de dolarización también podría examinarse a partir de funciones de transferencia, técnica que se circunscribe en la metodología de Box-Jenkins. Sin embargo, por motivos de brevedad se deja este ejercicio para una versión posterior del documento.

Modelo estructural

En base a los trabajos empíricos existentes para el caso boliviano, referenciados brevemente en la sección III de este documento y los resultados del apartado anterior, en esta sección se propone la siguiente especificación funcional como base para la contrastación empírica de los efectos de los conflictos sociales de octubre de 2003 y de las medidas de política (ITF y diferencial de tipo de cambio), desde una perspectiva de relaciones estructurales.

$$dol_t = f(dif_t, pib_t, vartc_t, rp_t, inter_t) \quad (1)$$

Donde las variables se definen de la siguiente manera:

- dol Dolarización definida como el cociente entre depósitos en moneda extranjera y el total de depósitos (ver nota 12).
- dif Diferencial de rendimientos en términos reales (= tasas de interés en caja de ahorro en moneda nacional – tasa de interés de depósitos a plazo fijo en moneda extranjera, ajustada por la tasa de depreciación cambiaria).

16 Los criterios de Akaike y Schwarz alcanzan sus valores mínimos para 3 rezagos: 1.977 y 2.0283, respectivamente.

17 Sin embargo, a futuro valdría la pena constatar si se mantienen los resultados utilizando información sobre el tipo de cambio efectivo (paralelo).

- pib Producto interno Bruto (PIB) a precios de 1990.
varctc Volatilidad del tipo de cambio nominal de venta, medida por la desviación estándar móvil de tamaño tres.
rp Riesgo país definido como tasa de interés mensual de depósitos a plazo fijo en moneda extranjera menos la tasa LIBOR a seis meses
inter Incluye a las variables de intervención de la sección anterior: conflicto octubre de 2003, ITF y diferencial de tipo de cambio.

Las variables de interés observan diferentes propiedades estadísticas, así la variable diferencial de rendimientos (dif), es estacionaria al 99% de nivel de confianza de acuerdo a los distintos contrastes de no-estacionariedad, con la consiguiente implicación de política que los shocks sobre esta variable tendrían efectos transitorios. En contraposición, las variables PIB, volatilidad del tipo de cambio (varctc), y riesgo país (rp), según los resultados de Zivot-Andrews, son no estacionarias, aunque según los tests convencionales (ADF y KPSS) si lo son.

Relaciones de equilibrio de largo plazo

Con la finalidad de indagar sobre la existencia de relaciones de largo plazo entre el nivel de dolarización y los restantes regresores especificados en (1), se estimó una regresión de largo plazo según la metodología de Engle-Granger (1987). Entre los resultados, de acuerdo al estadístico de Durbin-Watson, al presentar éste un valor mayor a 0.5¹⁸, se concluye que en el largo plazo existe una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables analizadas; adicionalmente, la prueba de Dickey-Fuller Ampliada, aplicada a los errores estimados en la regresión de largo plazo, corrobora el resultado anterior, siendo el valor del estadístico (-5.445), superior, en valor absoluto, al valor crítico de Engle-Yoo de -3.465 correspondiente al 99% de nivel de confianza¹⁹.

Todas las variables consideradas en el análisis tienen signo positivo, resultado que es consistente tanto con la teoría económica como con la evidencia empírica existente, e indica que los cambios marginales en ellas aumentan el nivel de dolarización en el largo plazo. De acuerdo a la magnitud de los coeficientes estimados, se observa que la variable con mayor impacto es el Producto Interno Bruto, reflejando la dependencia de la economía nacional de la importación de bienes de capital e insumos intermedios, que se traduce en una mayor demanda de divisas por motivo transacción.

El riesgo cambiario y el riesgo país, también son variables importantes; el primero indica que los agentes económicos ante una mayor fluctuación del tipo de cambio respecto a su valor promedio, buscan refugio en la divisa norteamericana, elevando el nivel de dolarización, y el segundo, el riesgo país, refleja la importancia de la fragilidad macroeconómica de las últimas décadas en la explicación del mayor uso de la divisa por el público.

18 Este valor crítico fue calculado mediante el método de interpolación de MacKinnon (1991).

19 La aplicación del método de Johansen también muestra evidencia de la presencia de relaciones de equilibrio de largo plazo; el estadístico Traza (115.99) es mayor al valor crítico (88.8), correspondiente al 95% de nivel de significancia, dando lugar al rechazo de la hipótesis nula de ausencia de cointegración. Por su parte, el estadístico autovalor máximo, con un valor calculado de 32.95, rechaza de la hipótesis nula de un vector de cointegración, encontrándose evidencia de la existencia de dos vectores de cointegración.

Por último, el diferencial de rendimiento si bien evidencia una relación directa con la dolarización, su efecto es menos importante debido a que en promedio en el periodo analizado favoreció a la moneda extranjera²⁰ (ver Gráfico (a), Anexo 2). Por lo tanto, las situaciones descritas parecen indicar que el público demanda divisas fundamentalmente por motivos de transacción y precaución, más que por el diferencial de rendimiento.

Por su parte, todas las variables de intervención tienen efectos negativos sobre el nivel de dolarización, verificándose un mayor impacto de la diferencia de tipo de cambio, seguido del ITF y los conflictos de Octubre de 2003.

$$\begin{aligned} dol = & 40.324 + 0.073 dif + 6.498 pib + 0.189 varctc + \\ & + 0.145 rp - 3.482 spread - 3.1 itf - 1.953 oct_03 \end{aligned}$$

$$R2 = 0.765, DW = 0.998, ADF \text{ residuos} = -5.445 [VC(1\%) = -3.465]$$

Nota: Debajo de los coeficientes, entre paréntesis, se reportan los estadísticos t

Según la metodología de Johansen, el vector de cointegración normalizado para la variable dolarización es: $X = (1, -0.246, -22.831, -2.702, -0.185)^t$, cuya principal característica es que las magnitudes estimadas para los parámetros de largo plazo son superiores a las estimaciones resultantes de la aplicación de la metodología de Engle-Granger, con excepción del riesgo país, para el cual el valor estimado es similar. Sin embargo, el efecto mayor continúa teniendo el PIB, seguido de la volatilidad del tipo del tipo de cambio, el diferencial del rendimiento, y el riesgo país, en ese orden.

Dinámica de corto plazo

Para examinar las relaciones de largo plazo y tomando en cuenta los resultados de la sección anterior, en este acápite se especifica el siguiente Modelo de Corrección de Errores:

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Donde x es un vector de variables que incluye el nivel de dolarización (dol), diferencial de rendimientos (dif), producto interno bruto (pib), y riesgo cambiario ($varctc$), y ε_t es un vector de dimensión (4×1) distribuido independiente e idénticamente con media cero y matriz de varianzas y covarianzas Σ_ε .

En sistema representado por (3) se estimó utilizando tres rezagos de acuerdo al Criterio de Información de Hannan-Quinn²¹; el Criterio de Información de Schwarz sugiere un modelo más parsimonioso, con dos rezagos²². Los resultados obtenidos para la ecuación de dolarización se resumen en la siguiente expresión:

20 En la muestra utilizada compuesta por 194 observaciones, 93 de ellas corresponden a una diferencia a favor de la ME y las restantes 101 a favor de la ME.

21 El sistema de vectores autorregresivos (VAR) estimado es estable, al poseer todas las raíces características inversas menores a la unidad.

22 El Criterio de Hannan-Quinn alcanza su mínimo para tres rezagos, siendo su valor de 6.729, mientras que el criterio de información de Schwarz registra un mínimo de 7.387 para dos rezagos.

$$\Delta dol_t = 0.008 - 0.119 tce_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \beta_{1i} \Delta dif_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_{2i} \Delta pib_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_{3i} \Delta voltc_{t-i}$$

(0.177) (-4.681)

-0.1 *itf*_t - 0.624 *spread*_t + 0.166 *oct_03*_t
(-0.341) (-2.031) (0.660)

R² = 0.259; R² corr. = 0.174; F = 3.063

Entre paréntesis estadístico *t*.

Nota: La variable *tce*_{t-1} denota el término de corrección de errores.

Entre los resultados obtenidos sobresalen los siguientes:

- El coeficiente de ajuste presenta el valor más alto (aunque relativamente bajo) en la ecuación para la variable *dolarización* siendo estadísticamente significativo, con un estadístico *t* de -4.681; ello indica que ante shocks inesperados que desvíen la dolarización de su nivel de equilibrio de largo plazo, el retorno al equilibrio es lento y toma varios periodos de ajuste, aproximadamente alrededor de 12% por mes, situación que en parte podría estar relacionada con los hábitos de los agentes económicos de mantener parte de su riqueza en activos financieros nominados en moneda extranjera.
- La medida de política más importante es la diferencia de tipo de cambio, cuyo efecto de corto plazo alcanza a -0.616%; el *ITF* presenta un coeficiente estimado pequeño y no significativo, por lo que sus efectos sobre la dolarización son marginales debido probablemente a su vigencia temporal y al no imponer a los agentes económicos costos económicos importantes; el conflicto de octubre de 2003, tampoco es significativo aunque su efecto es positivo, contrario a los resultados hallados en el análisis de intervención.
- Según la prueba chi-cuadrado, las variables diferencial de rendimientos y riesgo país son débilmente exógenas, mientras que *pib* y volatilidad del tipo de cambio, no lo son. En consecuencia, el análisis de los efectos de las políticas y de las variables fundamentales realizado a partir de modelos estructurales univariados no son válidos y estarían expuestos a sesgos de simultaneidad dando lugar a estimadores inconsistentes.

Tabla 2
Contraste de Exogeneidad Débil

Hipótesis nula	Estadístico Chi-cuadrado	Valor p
$\beta_1 = 0$	0.436	0.508
$\beta_2 = 0$	7.243	0.007
$\beta_3 = 0$	10.711	0.001
$\beta_4 = 0$	0.947	0.330

Fuente: Elaboración propia

3. Conclusiones y consideraciones finales

Entre las principales conclusiones del trabajo se tienen las siguientes:

Si bien la dolarización en el país ha sido un fenómeno persistente, durante los últimos años ha tendido a declinar en respuesta a la aplicación del ITF y la ampliación del diferencial cambiario.

De acuerdo a las pruebas de raíz unitaria, la dolarización es estacionaria con un coeficiente autorregresivo cercano a la unidad, lo que la convierte en un fenómeno altamente persistente. No obstante, el carácter estacionario del proceso indica que el fenómeno es reversible mediante la aplicación de un conjunto de medidas de política económica apropiadas en un contexto de macroeconómico estable, y reglas de juego simples, transparentes y estables.

El conflicto de octubre de 2003, ha tenido un efecto negativo sobre el nivel de dolarización, siendo el efecto de corto plazo de -4.05% y el de largo plazo de -58%. Este efecto negativo se explica fundamentalmente por la disminución de los Depósitos a Plazo Fijo en moneda extranjera frente a un comportamiento ascendente de los depósitos totales del sistema bancario, comportamiento asociado al aumento de la incertidumbre provocado por el conflicto. Recién transcurridos siete meses, los niveles de Depósitos a Plazo Fijo volvieron a los niveles registrados hasta septiembre de 2003.

El Impuesto a las Transacciones Financieras (ITF), presenta un coeficiente de correlación negativo para los primeros doce meses de su aplicación, y para el periodo posterior muestra un efecto positivo. De acuerdo a la función de transferencia, el efecto de corto plazo se estima en -1.13% y el de largo plazo en -34%, lo que implicaría en condiciones de *ceteris paribus* que esta medida tendría efectos relativamente importantes en caso de mantenerse indefinidamente en el tiempo; la realidad es que su vigencia es transitoria y tiene como fecha finalización junio de 2009, lo que hace preveer que sus efectos no serán significativos.

La diferencial de tipo de cambio, presenta una fuerte relación lineal negativa con el nivel de dolarización, con un coeficiente de correlación de -0.55. Así mismo, según la función de transferencia, el efecto de corto plazo se estima en -1.68% y el de largo plazo en -54%. De esta manera, la medida de política más importante para revertir parcialmente la dolarización en la economía boliviana, es convertir la diferencia de tipo de cambio en una política permanente.

Según las pruebas de cointegración, en el largo plazo existe una relación de equilibrio entre el nivel de dolarización, el diferencial de rendimiento, el PIB, el riesgo cambiario y el riesgo político. Los coeficientes estimados llevan a inferir que los principales motivos para una mayor demanda de moneda extranjera serían el de transacciones y de precaución. Las variables de intervención, diferencia de tipo de cambio, ITF, y conflictos de octubre de 2003, tienen efectos negativos en el nivel de dolarización, correspondiendo el mayor impacto a la diferencia de tipo de cambio.

La dinámica de corto plazo modelada mediante un modelo de corrección de errores, lleva a la conclusión que el ajuste al equilibrio después de una desviación del mismo es lento, a un ritmo de alrededor de 12% por mes, reflejando posiblemente el hábito de los agentes económicos de mantener parte de su riqueza en activos financieros en moneda extranjera. Por otra parte, el diferencial de tipo de cambio tiene un efecto de corto plazo que alcanza a -0.62%.

De los elementos señalados anteriormente, una recomendación de política que se deriva es la conveniencia de convertir el diferencial de tipo de cambio en una política sostenida debido a sus efectos significativos sobre el nivel de dolarización, debiéndose tener cuidado, sin embargo, de no comprometer en el corto plazo la competitividad del sector exportador nacional.

Por otra parte, considerando que una variable fundamental en la determinación de los altos niveles de dolarización registrados en el país en los últimos diecisiete años es el Producto Interno Bruto, es urgente la puesta en marcha del Plan Nacional de Desarrollo (PND), que en su componente productivo deberá poner énfasis en la producción de bienes intermedios sustitutos, entre otras cosas, de tal manera que la dependencia de las importaciones de este tipo de bienes sea gradualmente menor en el mediano plazo.

No menos importante resultan las acciones de política orientadas a profundizar la estabilidad macroeconómica junto con reglas de juego simples, claras y permanentes, que faciliten la toma de decisiones de inversión de los agentes económicos, especialmente de los privados.

Por último, la política cambiaria a fin de aminorar la volatilidad del precio de la divisa y con ello la percepción de mayor incertidumbre de los agentes económicos que incentive la demanda de divisas como activo financiero más seguro, deberá seguir reglas transparentes sujetas a objetivos de política y menos condicionada a cambios inesperados en el contexto de la economía mundial y las condiciones macroeconómicas imperantes en los principales socios comerciales, para cuyo propósito una condición necesaria es la diversificación del aparato productivo basada en la incorporación de grados crecientes de valor agregado.

BIBLIOGRAFÍA

- Afcha, G. y Melvin, R.** 1987. “Dolarización en Bolivia en los Años 80. UDAPE. Mimeo.
- Antelo, E.** 1993. “Dolarización en Bolivia: Algunas Evidencias Empíricas”. En *Revista de Análisis Económico*. UDAPE. Vol. 7.
- Antelo, E.** 1996. “La Dolarización en Bolivia: Evolución Reciente y Perspectivas Futuras”. En *Revista de Análisis Económico*. UDAPE. Vol. 15.
- Calvo, G. A.** 1999. “On Dollarization”. University of Maryland. Mimeo, abril 20, 1999.
- Cooper, R.** 1992. “Dollarization in Bolivia”. UDAPE.
- Dickey, D. A. y W. A. Fuller.** 1979. “Distribution of the Estimators for Autoregressive Times Series with a Unit Root”. *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dornbush, R. and Reynoso, A.** 1989. “Financial Factors and Economic Development”. BER Working Paper No. 2889.
- Engle, R. y Granger, W.** 1987. “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”. *Econometrica* 55: 251 – 76.
- Engle, R.F. and D.F. Hendry.** 1989. “Testing Super Exogeneity and Invariance”. Discusión Paper 89-51. San Diego, California. Department of Economics, University of California at San Diego.
- Engle, R.F., D.F. Hendry and J.F. Richard.** 1983. “Exogeneity”. *Econometrica*.
- Lora, O.** 2000. “Dolarización: La Experiencia Reciente de Bolivia”. En “*Controversias & Consensos*”. La Paz, Bolivia.
- Melvin, M.** 1985. “The Dollarization of Latin America: A Market Enforced Monetary Reform”. Arizona State University. Mimeo. April.
- Morales, R.** 1987. “La Dolarización de la Economía Boliviana: Un Proceso Creciente de Largo Plazo”. Mimeo. Noviembre.
- Phillips, P.C.B. y P. Perron.** 1988. “Testing for a Unit Root in Times Series Regression”. *Biometrika*, 75, 335-346.
- Thomas, L. R.** 1985. “Portfolio Theory and Currency Sustitution”, *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 17, pp. 347 – 357.

Anexo A

Tabla 1
Función de autocorrelación de nivel de dolarización

RETARDO	FAC		FACP		Estad-Q.	[valor p]
1	0.9179	***	0.9179	***	164.2775	[0.000]
2	0.8402	***	-0.0147		302.6256	[0.000]
3	0.7628	***	-0.0390		417.2739	[0.000]
4	0.6852	***	-0.0458		510.2563	[0.000]
5	0.6167	***	0.0119		585.9665	[0.000]
6	0.5517	***	-0.0172		646.8839	[0.000]
7	0.4976	***	0.0279		696.6914	[0.000]
8	0.4399	***	-0.0573		735.8217	[0.000]
9	0.3963	***	0.0516		767.7579	[0.000]
10	0.3597	***	0.0161		794.2124	[0.000]
11	0.3182	***	-0.0526		815.0213	[0.000]
12	0.2719	***	-0.0664		830.2961	[0.000]
13	0.2292	***	-0.0039		841.2137	[0.000]
14	0.1903	***	-0.0056		848.7803	[0.000]
15	0.1501	**	-0.0320		853.5122	[0.000]
16	0.1175		0.0088		856.4262	[0.000]
17	0.0885		-0.0046		858.0891	[0.000]

Fuente: Elaboración propia

Tabla 2
Función de Intervención: Rezagos Oct-2003

	AIC	SBC
0	2.0105	2.0612
1	2.0101	2.0610
2	2.0049	2.0560
3	2.0098	2.0610
4	1.9998	2.0513
5	1.9913	2.0430
6	1.9779	2.0298
7	1.9745	2.0266
8	1.9827	2.0349
9	2.0172	2.0696
10	2.0276	2.0802

Fuente: Elaboración propia

Tabla 3
ITF: Contrastes de No-Estacionariedad

	Estadístico	VC(1%)	VC(5%)	VC(10%)
ADF				
Constante	-2.137	-3.738	-2.992	-2.636
Zivot-Andrews				
Dummy impulso	-0.150	-3.480	-2.880	-2.580
Dummy nivel	-0.372	-3.480	-2.880	-2.580
KPSS(*)				
Constante	0.708	0.739	0.463	0.347

Fuente: Elaboración propia

(*) Contrasta la hipótesis nula de estacionariedad.

Tabla 4
Test de Causalidad de Granger

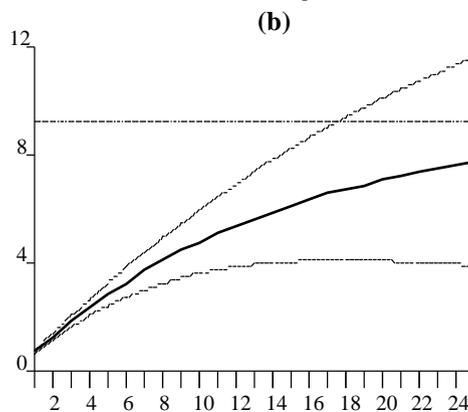
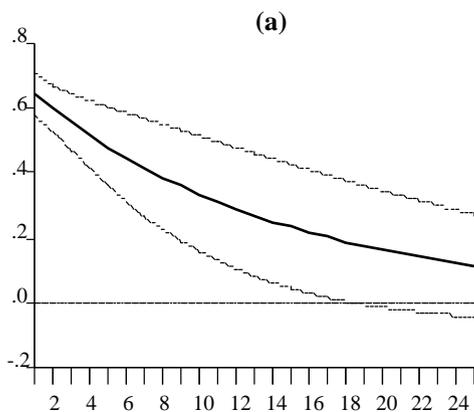
Hipótesis nula	Test F	Valor p
$dol_t = \beta_{10} + \sum_{i=1}^5 \beta_{1i} dol_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_{2i} brecha_{t-i} + \varepsilon_t$ $\beta_{21} = \beta_{22} = \dots = \beta_{25} = 0$	3.21	0.008
$\beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{15} = 0$	0.744	0.591
$dol_t = \delta_{10} + \sum_{i=1}^5 \delta_{1i} dol_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \delta_{2i} itf_{t-i} + v_t$ $\delta_{21} = \delta_{22} = \dots = \delta_{25} = 0$	2.562	0.028
$\delta_{11} = \delta_{12} = \dots = \delta_{15} = 0$	1.127	0.347

Fuente: Elaboración propia

Gráfico 1
Conflictos octubre de 2003: Función Impulso-Respuesta

Impulse Response ± 2 S.E.

Accumulated Response ± 2 S.E.



Fuente: Elaboración propia

Anexo B

Tabla 1
Modelo Estructural: Contrastes de No-Estacionariedad

Variable/Test	Estadístico	VC(1%)	VC(5%)	VC(10%)
<i>Dif</i>				
ADF (Constante)	-5.088	-3.464	-2.876	-2.575
Zivot-Andrews				
Dummy impulso	-5.098	-3.480	-2.880	-2.580
Dummy nivel	-4.229	-3.480	-2.880	-2.580
KPSS - constante (*)	0.283	0.739	0.463	0.347
<i>Pib</i>				
ADF (Constante y tend.)	-5.812	-4.007	-3.434	-3.141
Zivot-Andrews				
Dummy impulso	-1.023	-3.550	-3.030	-2.760
Dummy nivel	-1.168	-3.550	-3.030	-2.760
KPSS - constante (*)	0.140	0.216	0.146	0.119
<i>Vartc</i>				
ADF (Constante)	-1.921	-4.008	-3.434	-3.141
Zivot-Andrews				
Dummy impulso	-1.764	-3.480	-2.880	-2.580
Dummy nivel	-1.946	-3.480	-2.880	-2.580
KPSS - constante (*)	0.157	0.216	0.146	0.119
<i>Rp</i>				
ADF (Constante y tend.)	-3.373	-4.007	-3.433	-3.141
Zivot-Andrews				
Dummy impulso	-0.578	-3.480	-2.880	-2.580
Dummy nivel	-0.091	-3.480	-2.880	-2.580
KPSS - constante (*)	0.061	0.216	0.146	0.119

Fuente: Elaboración propia

(*) Contrasta la hipótesis nula de estacionariedad.

NIVEL DE DOLARIZACION, CONFLICTOS SOCIALES, IMPUESTO A LAS TRANSACCIONES FINANCIERAS Y DIFERENCIAL DE TIPO DE CAMBIO¹

Julio Humérez Quiroz
Economista sector externo
jhumerez@udape.gov.bo

y

Víctor Hugo De La Barra
Economista sector financiero

Resumen

La dolarización en Bolivia ha sido un fenómeno persistente desde comienzos de la década del ochenta, sin embargo, durante los últimos años ha tendido a declinar, en respuesta a la aplicación del ITF y ante la ampliación del diferencial cambiario.

Este trabajo, mediante la estimación de funciones de intervención, contraste de relaciones de largo plazo y la estimación de un modelo de corrección de errores, encuentra evidencia que el diferencial del tipo de cambio y el Impuesto a las Transacciones Financieras (ITF), reducen de manera importante el nivel de dolarización, correspondiendo el mayor efecto a la primera, lo que lleva a concluir sobre la importancia de la continuidad de estas dos medidas de política económica. Asimismo, se encuentra que los conflictos sociales como los registrados en octubre de 2003, tienen efectos negativos importantes sobre el nivel de dolarización, aunque tienen carácter transitorio.

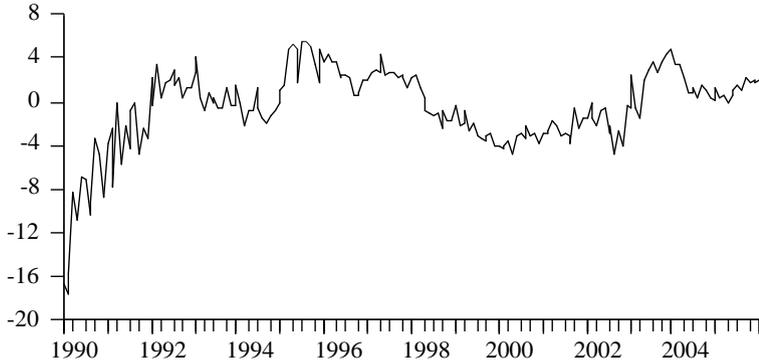
Palabras Clave: Dolarización, Conflictos Sociales, Series de Tiempo, Diferencial de Tipo de Cambio, Impuesto a las Transacciones, Tipo de Cambio, Funciones de Transferencia, Raíz Unitaria, Cointegración.

Código JEL: C32, E52, F31.

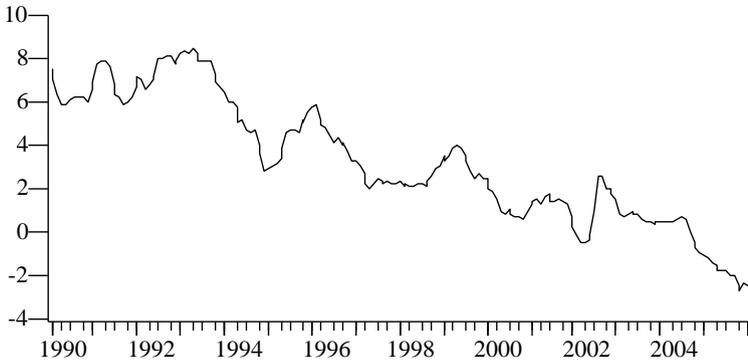
¹ El trabajo contó la cooperación de Pablo Cuba en la elaboración de la base de datos y se benefició con los comentarios de Humberto Arandía y del propio Pablo Cuba, a ellos nuestros reconocimientos. No obstante, la subsistencia de cualquier error en el documento es responsabilidad exclusiva de los autores y los puntos de vista y las conclusiones a las que se arriba en el trabajo no representan necesariamente la posición de UDAPE.

Gráfico 1 Relaciones de Largo Plazo – Variables Independientes

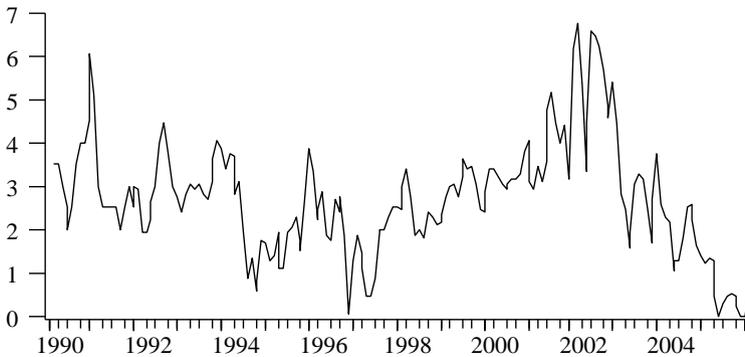
(a) Diferencial de Rendimiento (dif)



(b) Riesgo País (rp)



(c) Diferencial de Tipo de Cambio (varte)



Fuente: Elaboración propia