

# **Riesgo macroeconómico y bolivianización: Un análisis de cointegración con un portafolio dinámico no estacionario de mínima varianza**

**Rolando Manuel Gonzáles Martínez**

---

**Nota Editorial.** La presente versión del documento es la adecuación del contenido de la investigación original presentada en el XIII Premio Nacional de Investigación Económica del Banco Central de Bolivia (BCB), a los lineamientos editoriales de la *Revista de Análisis* del BCB. El autor fue ganador del Primer Premio en la Categoría Abierta de este certamen académico.

## RESUMEN

Esta investigación analiza la relación entre la bolivianización financiera y el riesgo macroeconómico en Bolivia. El estudio (i) extiende el modelo teórico de Ize y Levy-Yeyati (2003), con una especificación de heteroscedasticidad condicional para calcular un portafolio dinámico no estacionario de mínima varianza como *proxy* del riesgo macroeconómico, y (ii) contrasta la cointegración entre este portafolio y la bolivianización. Los resultados indican que el riesgo macroeconómico sería un determinante de largo plazo del proceso de bolivianización; en consecuencia, políticas que controlen la percepción de riesgo, afectando las volatilidades de la inflación y del tipo de cambio real, podrían profundizar la desdolarización del sistema financiero y consolidar el uso de la moneda local en Bolivia.

**Clasificación JEL:** C32, C51, E40

**Palabras clave:** *Cointegración, heteroscedasticidad condicional multivariante, bolivianización (desdolarización) financiera*

## I. Introducción

La bolivianización puede definirse como el aumento del uso de moneda local como medio de pago, depósito de valor o unidad de cuenta. Ya que el sistema financiero de Bolivia mostró históricamente un alto grado de dolarización, la bolivianización financiera es un proceso de desdolarización en el que se incrementa el uso de activos y pasivos en moneda local.

El proceso de bolivianización (desdolarización) es considerado muy relevante por las autoridades monetarias y los hacedores de política económica, ya que existe evidencia de que economías dolarizadas muestran una demanda de dinero más inestable, son propensas a sufrir crisis bancarias después de la depreciación de la moneda local, y tienen un crecimiento económico más lento y más volátil, sin que exista profundización financiera (véase Levy-Yeyati, (2006)).

Existen varios modelos que pretenden explicar la elección de moneda de los agentes económicos en países en desarrollo.<sup>1</sup> Entre estos, los modelos de portafolio postulan que el alto grado de dolarización financiera responde a la decisión óptima de agentes que buscan minimizar el riesgo de su cartera. En el modelo teórico de Ize y Levy-Yeyati (2003), por ejemplo, la dolarización de depósitos y préstamos proviene del portafolio de varianza mínima de agentes que se cubren del riesgo macroeconómico en ambos lados de la hoja de balance. La composición de activos y pasivos de este portafolio óptimo depende de la varianza de la inflación y del tipo de cambio real.

El modelo de Ize y Levy-Yeyati es matemáticamente elegante y permite obtener una medida del riesgo macroeconómico que depende de las volatilidades del tipo de cambio real y de la inflación, variables sobre las que los hacedores de política económica pueden ejercer cierto control. Sin embargo este modelo es estático y estacionario, por lo que no representaría los cambios recientes de la dolarización financiera en Bolivia. En este país, la dolarización es una variable tiempo-dependiente

---

<sup>1</sup> Véase *inter alia* los trabajos de Ramirez y Rojas (1985), Marquez (1987), El-Erian (1988), Melvin (1988), Calvo y Vegh (1992) y Savastone (1996).

y no estacionaria que ha mostrado una tendencia descendente desde el año 2005.

El objetivo de esta investigación es extender empíricamente el modelo de Ize y Levy-Yeyati (2003) *op. cit.*, para obtener un 'portafolio dinámico no estacionario de mínima varianza' que represente la dinámica observada de la dolarización en Bolivia. Este portafolio extendido se utiliza como *proxy* del riesgo macroeconómico en Bolivia para contrastar la existencia de una relación de cointegración entre la bolivianización financiera y la incertidumbre macroeconómica, controlando el efecto de otras variables que podrían afectar las fluctuaciones de la bolivianización en el corto plazo. Recomendaciones de política para fomentar el uso de la moneda local, se extraen como corolario de la relación de equilibrio entre el portafolio extendido y la bolivianización.

La sección 2 del estudio contiene la fundamentación teórica (*i.e.* el modelo original de Ize y Levy-Yeyati (2003) *op. cit.*). La sección 3 describe la especificación de heteroscedasticidad condicional que extiende el modelo Ize y Levy-Yeyati, y el análisis de cointegración que contrasta la validez del portafolio extendido. La sección 4 son los resultados. La sección 5 compara estos resultados con los de otras investigaciones y presenta las implicaciones de política de los resultados. La sección 6 concluye.

## **II. Fundamentación teórica**

La dolarización financiera puede definirse como la situación en la que una gran parte de los activos y pasivos de los residentes de una economía están denominados en dólares.<sup>2</sup> La bolivianización financiera es un

---

2 Esta es la definición de García-Escribano y Sosa (2011). Feige et al. (2003) definen a la dolarización más genéricamente como una medida del uso de moneda extranjera en su capacidad de producir todos los tipos de servicios monetarios en una economía doméstica. De esta definición genérica, pueden extraerse dos tipos de sustitución: la sustitución de activos y la sustitución de circulante. La sustitución de circulante ocurre cuando la moneda extranjera se utiliza, oficial o no oficialmente, parcial o completamente como unidad de cuenta o medio de cambio. La sustitución de activos, en cambio, involucra el uso de activos monetarios denominados en moneda extranjera, como medida de mantenimiento de valor. Los modelos de dolarización se concentran en alguno de estos tipos de sustitución, o en ambos, como Cuddington et al. (2002).

La dolarización financiera se considera una consecuencia de episodios de severas crisis económicas y alta inflación, que provocaron que los agentes utilicen la moneda extranjera para minimizar sus riesgos.



fenómeno ligado a la *desdolarización*; puede describirse análogamente como los activos y pasivos de los residentes denominados en moneda local.

Un modelo teórico que explica la dolarización financiera y que puede utilizarse para analizar la desdolarización es el propuesto por Ize y Levy-Yeyati (2003) *op. cit.* Esta sección describe brevemente este modelo.

## II.1. Portafolio estático de mínima varianza

Ize y Levy-Yeyati (2003) *op. cit.*, desarrollaron un modelo en el que la dolarización financiera se explica por un portafolio bi-monetario en el que depositantes y prestamistas escogen la composición de moneda de sus depósitos y créditos considerando el riesgo macroeconómico, reflejado por la volatilidad de la inflación y la volatilidad de las variaciones del tipo de cambio real.

Para los depósitos<sup>3</sup>, Ize y Levy-Yeyati definen los retornos reales en moneda nacional ( $r_D^H$ ), en moneda extranjera ( $r_D^F$ ) y los retornos externos ( $r_D^C$ ) según,

$$\begin{aligned} r_D^H &= \mathbb{E}(r_D^H) - \xi_\pi + \xi_c \\ r_D^F &= \mathbb{E}(r_D^F) - \xi_s + \xi_c \\ r_D^C &= \mathbb{E}(r) + \xi_s \end{aligned}$$

con  $\mathbb{E}$  como el operador de esperanza, y  $\xi_\pi, \xi_s, \xi_c$  como perturbaciones asociadas con la inflación, el tipo de cambio real y el riesgo país, respectivamente.<sup>4</sup> Las preferencias de los depositantes están representadas con la función de utilidad,

$$\mathbf{u}_D(r_D, c_D) = \mathbb{E}(r_D) - c_D \frac{\text{Var}(c_D)}{2}$$

donde  $r_D$  es la tasa promedio de retornos y  $c_D > 0$  es el parámetro de aversión al riesgo de los depositantes. Si  $\lambda_D$  es la proporción total de depósitos en dólares, se obtiene,

3 Esta sección sólo describe la versión más simple del modelo de dolarización financiera de depósitos de Ize y Levy-Yeyati (2003) *op. cit.*

4 Estas perturbaciones se distribuyen con media cero y matriz varianza covarianza  $S_\xi$

$$\lambda_D = \lambda^* - \frac{\delta_D^I}{c_D V}$$

donde,

$$V = \text{Var}(r_D^H - r_D^F) = \sigma_{\pi\pi}^2 + \sigma_{ss}^2 + 2\sigma_{\pi s}$$

$\delta_D^I = \mathbb{E}(r_D^H - r_D^F)$  es el diferencial interno de la tasa de depósitos y  $\lambda^*$  la proporción de dolarización en un portafolio de mínima varianza, que puede escribirse en función de la volatilidad de la inflación y la volatilidad de las variaciones del tipo de cambio real,<sup>5</sup>

$$\lambda^* = \frac{\sigma_{\pi\pi}^2 + \sigma_{\pi s}}{\sigma_{\pi\pi}^2 + \sigma_{ss}^2 + 2\sigma_{\pi s}} \quad (1)$$

Esta ecuación muestra que la dolarización del portafolio de mínima varianza ( $\lambda^*$ ) depende de la volatilidad de la inflación ( $\sigma_{\pi\pi}^2$ ) y de la volatilidad de las variaciones del tipo de cambio real ( $\sigma_{ss}^2$ ), por lo que la elección de la moneda en la que los agentes mantienen sus depósitos es una función de la percepción de riesgo macroeconómico asociado a la varianza de la inflación y a la varianza de las variaciones del tipo de cambio real.

### III. Metodología e instrumental técnico

Esta sección extiende el modelo teórico de Ize y Levy-Yeyati (2003) con un modelo de heteroscedasticidad condicional bivalente, para obtener un 'portafolio dinámico no estacionario de mínima varianza', como *proxy* del riesgo macroeconómico en Bolivia.<sup>6</sup> Además, se describe la metodología para contrastar la hipótesis de una relación inversa entre este riesgo y la bolivianización financiera.

5 Véase Ize y Levy-Yeyati, (2003), pp. 327 - 334, y el apéndice A de ese mismo documento para un desarrollo completo del modelo.

6 El presente estudio parece ser el primero que pretende calcular un portafolio no estacionario y dinámico de mínima varianza. Neanidis y Savva (2009) realizaron una extensión dinámica, pero aún estacionaria del portafolio de mínima varianza.

### ***III.1. Portafolio dinámico no estacionario de mínima varianza***

La ecuación (1) de Ize y Levy-Yeyati (2003) *op. cit.*, es una función teórica estática que requiere dos extensiones empíricas para que refleje la dinámica observada de la dolarización en Bolivia:

- 1) Es necesario estimar varianzas condicionales para la inflación y el tipo de cambio real, además de la covarianza tiempo-dependiente entre estas variables. Modelos de heteroscedasticidad condicional univariantes del tipo sugerido originalmente por Engle (1982), podrían utilizarse para obtener las varianzas condicionales; sin embargo, para estimar la covarianza dinámica se requiere un modelo de heteroscedasticidad condicional bivalente.<sup>7</sup>
- 2) El modelo de heteroscedasticidad condicional bivalente debe ser además casi-integrado, debido a que la dolarización es no estacionaria (tiene una tendencia descendente desde el año 2005).

Los modelos de heteroscedasticidad condicional multivariantes extienden el estudio de la heteroscedasticidad dinámica univariante a la co-volatilidad entre variables. Considérese un proceso estocástico vectorial  $\{S_t\}$  de dimensiones  $N \times 1$ , con  $t \in \mathbb{Z}$ , condicional en el campo sigma  $\Omega_{t-1}$  generado por la información pasada. Si se denota a  $\omega$  como un vector finito de parámetros, puede representarse  $S_t$  con,

$$S_t = \mu_t(\omega) + \epsilon_t$$

donde  $\mu_t(\omega)$  es un vector de medias condicionales y,

$$\epsilon_t = \mathbf{H}_t^{1/2}(\omega)g_t$$

---

<sup>7</sup> En la literatura empírica previa, las varianzas y covarianzas del portafolio de mínima varianza se calculan para un punto en el tiempo como promedios ponderados simples de observaciones históricas (e.g. [Morón y Castro, (2003)], [Rennhack y Nozaki, (2003)], o los propios [Ize y Levy-Yeyati, (2003)]. Sin embargo, como señala Sanchez (2007), en la literatura de optimización de portafolio un promedio simple es raramente utilizado ya que implica dar el mismo peso a todas las observaciones independientemente de que tan distantes estén en el tiempo.

en el que  $\mathbf{H}_t^{1/2}(\omega)$  es una matriz  $N \times N$  positiva definida, y  $\mathbf{g}_t$  es un vector  $N \times 1$  con los dos primeros momentos iguales a  $\mathbb{E}(\mathbf{g}_t) = 0$  y  $\text{Var}(\mathbf{g}_t) = \mathbf{I}_N$ . La importancia de la matriz  $\mathbf{H}_t^{1/2}(\omega)$  es evidente al calcular la matriz de varianza condicional de  $S_t$  (por conveniencia se quita  $\omega$  de la notación):

$$\begin{aligned} \text{Var}(S_t | \Omega_{t-1}) &= \mathbf{H}_t^{1/2} \text{Var}_{t-1}(\mathbf{g}_t) (\mathbf{H}_t^{1/2})' \\ &= \mathbf{H}_t. \end{aligned}$$

Por lo que  $\mathbf{H}_t$  es una matriz positiva definida tal que  $\mathbf{H}_t$  es la matriz varianza-covarianza condicional de  $S_t$ . Diferentes especificaciones de  $\mathbf{H}_t$  llevan a diferentes modelos multivariantes de heteroscedasticidad condicional (véase Silvennoinen y Teräsvirta, (2009), Francq y Zakoïan, (2010)).

Para reflejar la dinámica de la dolarización en los últimos años, es necesario emplear un proceso de volatilidad que este cerca del caso de raíz unitaria, como el expuesto en *RiskMetrics* (1996)<sup>8</sup>. En este modelo la matriz  $\mathbf{H}_t$  está definida como,

$$\mathbf{H}_t = (1 - \varrho) \boldsymbol{\epsilon}_t \boldsymbol{\epsilon}_t' + \varrho \mathbf{H}_{t-1},$$

8 Considérese el modelo BEKK-GARCH(1,1) de Baba-Engle-Kraft-Kroner, definido en Engle and Kroner (1995) y expresado en la notación de Laurent et al. (2006),

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{C}'\mathbf{C} + \mathbf{A}' \boldsymbol{\epsilon}_t \boldsymbol{\epsilon}_t' + \mathbf{G}'\mathbf{H}_{t-1}\mathbf{G}$$

donde  $\mathbf{C}$ ,  $\mathbf{A}$  y  $\mathbf{G}$  son matrices ( $N \times N$ ) siendo  $\mathbf{C}$  triangular por encima. En esta especificación el número de parámetros a estimar es  $N(5N + 1)/2$ ; para reducir este número se restringe la diagonalidad de las matrices de parámetros  $\mathbf{A}$  y  $\mathbf{G}$  (un BEKK diagonal) o se impone que las matrices  $\mathbf{A}$  y  $\mathbf{G}$  sean iguales a un escalar multiplicado por una matriz identidad (un BEKK escalar). El modelo *RiskMetrics* (1996) op. cit., es una especificación BEKK escalar integrada, en la que  $\mathbf{A}\mathbf{A}' + \mathbf{G}\mathbf{G}' = \mathbf{I}_k$  siendo  $\mathbf{I}_k$  una matriz identidad y  $k$  el número de series, con parámetros de la ecuación de varianza fijos y escogidos *ex ante* (no requieren de optimización numérica). En este caso se utilizó  $\mathbf{g}_{ij}^2 \equiv \varrho = 0,99$ , por lo que  $\varrho_{ij}^2 = 0,06$  (véase la sección de resultados).

Se experimentó también con las estimaciones de otras especificaciones multivariantes de heteroscedasticidad condicional, como el modelo escalar y diagonal BEKK no integrado, el modelo CCC (*Constant Conditional Correlation*) de Bollerslev (1990), el modelo DCC (*Dynamic Conditional Correlation*, de Engle (2002)) y el modelo GARCH ortogonal generalizado (GOGARCH) de van der Weide (2002). Ninguna de estas especificaciones pudo reproducir la no-estacionariedad y el grado de persistencia de la dolarización como el modelo *RiskMetrics* con el factor de decaimiento apropiadamente calibrado.

o alternativamente,

$$\mathbf{H}_t = \frac{(1 - \varrho)}{(1 - \varrho)^{t-1}} \sum_{i=1}^{t-1} \varrho^{i-1} \boldsymbol{\epsilon}_{t-1} \boldsymbol{\epsilon}'_{t-1}$$

con un factor de decaimiento  $\varrho$  confinado entre cero y uno ( $0 < \varrho < 1$ ), que producirá valores no estacionarios de las volatilidades y covolatilidades según  $\varrho \rightarrow 1$ .

Si el vector  $\mathcal{S}_t$  está formado por la tasa de variación del tipo de cambio real ( $\Delta s_t$ ) y la tasa de inflación ( $\pi_t$ ),

$$\mathcal{S}_t = [\Delta s_t \quad \pi_t]'$$

y se asigna  $\varrho \approx 1$  (pero  $\varrho \neq 1$ ), el modelo *RiskMetrics* (1996) *op. cit.*, permite calcular una matriz varianza-covarianza condicional  $H_t$  no estacionaria entre estas variables,

$$\mathbf{H}_t = \begin{bmatrix} \sigma_{\pi\pi_t}^2 & \sigma_{\pi s_t} \\ \sigma_{\pi s_t} & \sigma_{s s_t}^2 \end{bmatrix}$$

y estimar simultáneamente las volatilidades dinámicas del tipo de cambio real y de la inflación ( $\sigma_{s s_t}^2$  y  $\sigma_{\pi\pi_t}^2$ , respectivamente), además de la co-volatilidad condicional entre estas variables ( $\sigma_{\pi s_t}$ ). Con estos parámetros puede construirse una versión dinámica y no estacionaria del portafolio de mínima varianza de Ize y Levy-Yeyati (2003) *op. cit.*,

$$\lambda_t^* = \frac{\sigma_{\pi\pi_t}^2 + \sigma_{\pi s_t}}{\sigma_{\pi\pi_t}^2 + \sigma_{s s_t}^2 + 2\sigma_{\pi s_t}} \quad (2)$$

donde  $\lambda_t^*$  representará la porción dolarizada del portafolio de mínima varianza dinámico (*i.e.* tiempo dependiente) y no estacionario en Bolivia. A diferencia del modelo original de Ize y Yeyati (2003) *op. cit.*, expresado en (1), la ecuación (2) es un modelo empírico porque sus propiedades dependen de los datos observados.<sup>9</sup> Realizando una

9 Esta investigación extiende con un modelo estadístico el modelo teórico de Ize y Levy-Yeyati (2003) *op. cit.*, ya que, como señalaron Hendry y Nielsen (2007), el análisis económico teórico es el punto de partida, pero no la conclusión de un estudio empírico. (La teoría del portafolio de mínima varianza de Ize y Levy-Yeyati (2003) *op. cit.*, sugiere qué variables están interrelacionadas –el tipo de cambio real y la inflación– y en qué forma –la ecuación 1–, qué parámetros son de interés –las volatilidades–, y la forma funcional; sin embargo esta teoría está compuesta por modelos

transformación monótona de  $\lambda_t^*$ ,

$$m_t = \frac{\lambda_t^* - \min(\lambda_t^*)}{\max(\lambda_t^*) - \min(\lambda_t^*)}$$

se obtiene una variable  $m_t$  proxy del riesgo macroeconómico en Bolivia. La transformación facilita la comparación con la bolivianización y la dolarización, ya que  $m_t \in [0,1]$  (valores cercanos a uno, indicarán un mayor riesgo macroeconómico) a pesar de que  $\hat{\lambda}_t^* \in [-\infty, 1]$ , i.e. valores negativos de  $\hat{\lambda}_t^*$  pueden existir si la covarianza  $\sigma_{\pi s_t}$  es negativa y más grande que las volatilidades  $\sigma_{\pi\pi_t}^2$  y  $\sigma_{ss_t}^2$ . Morales (2003) considera que esta covarianza negativa no es anormal, si existe una política de mantener un tipo de cambio real bilateral constante pero se permiten ligeras apreciaciones reales en momentos de alta inflación.

### ***III.2. Instrumental técnico para contrastar la relación entre la bolivianización y el riesgo del portafolio extendido***

Para contrastar la relación entre la bolivianización  $b_t$  y el riesgo macroeconómico  $m_t$  del portafolio extendido,  $\lambda_t^*$  puede emplearse un modelo vectorial de corrección de errores (*vector error correction model*, VECM)<sup>10</sup>,

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{\Gamma} + \mathbf{\Pi}z_{t-1} + \mathbf{\Theta}(\ell)\Delta\mathbf{Y}_{t-\ell} + \mathbf{\Phi}(p)\mathbf{X}_t + \mathbf{\Xi}(q)\mathbf{D}_t + \mathbf{u}_t$$

---

abstractos no-estocásticos que requieren que algunos aspectos del estudio sean determinados empíricamente por los datos, como la dinámica de estas variables. Véase el capítulo 11 de Hendry y Nielsen (2007), para una discusión sobre las diferencias entre modelos teóricos y empíricos en economía.)

10 Esta representación de un sistema de cointegración fue originalmente propuesta en Davidson et al. (1978). Para un excelente desarrollo actual de este tipo de modelos, véase Lütkepohl (2005) y el capítulo 10 de Hayashi (2000).

donde,

$$z_t = b_t - \beta m_t - \alpha, \quad \mathbf{Y}_t := \begin{pmatrix} \Delta b_t \\ \Delta m_t \end{pmatrix},$$

$$\Delta \mathbf{Y}_{t-\ell} := \begin{pmatrix} \Delta b_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta b_{t-\ell} \\ \Delta m_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta m_{t-\ell} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{X}_t := \begin{pmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ \vdots \\ x_{pt} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{D}_t := \begin{pmatrix} d_{1t} \\ d_{2t} \\ \vdots \\ d_{qt} \end{pmatrix}.$$

La relación de largo plazo entre la bolivianización ( $b_t$ ), y  $m_t$  está expresada en la ecuación de cointegración  $z_t = b_t - \beta m_t - \alpha$  del modelo VECM( $\ell, p, q$ ). El vector  $2 \times 1$  de variables endógenas  $\mathbf{Y}_t$  contiene a  $b_t$  y  $m_t$  expresadas en diferencias, y el vector  $2\ell \times 1$   $\Delta \mathbf{Y}_{t-\ell}$  son los  $\ell$  -rezagos de estas variables.  $\mathbf{X}_t$  es un vector  $p \times 1$  con  $p$ -variables de control (otras variables que pueden afectar el proceso de bolivianización, además del riesgo macroeconómico) y  $\mathbf{D}_t$  es un vector determinístico  $q \times 1$  con  $q$ -variables booleanas, pulso que controlan el efecto de observaciones anómalas. El vector de residuos  $\mathbf{u}_t$  representa un proceso ruido blanco bidimensional con media cero y matriz varianza-covarianza positiva definida  $\mathbb{E}(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t') = \Sigma_u$ .

Las matrices de parámetros,

$$\Gamma := \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{pmatrix},$$

$$\Theta(\ell) := \begin{pmatrix} \theta_{1,1} & \theta_{1,2} & \cdots & \theta_{1,2\ell} \\ \theta_{2,1} & \theta_{2,2} & \cdots & \theta_{2,2\ell} \end{pmatrix},$$

$$\Phi(p) := \begin{pmatrix} \varphi_{1,1} & \cdots & \varphi_{1,p} \\ \varphi_{2,1} & \cdots & \varphi_{2,p} \end{pmatrix},$$

$$\Xi(q) := \begin{pmatrix} \xi_{1,1} & \cdots & \xi_{1,q} \\ \xi_{2,1} & \cdots & \xi_{2,q} \end{pmatrix},$$

medirán el efecto de las variables estocásticas y determinísticas sobre el proceso de bolivianización. El valor del parámetro de cointegración  $\beta$  debería ser negativo ( $\beta < 0$ ) si un aumento de la percepción de riesgo macroeconómico reduce la bolivianización de los depósitos del sistema financiero.<sup>11</sup>

<sup>11</sup> Dado que el modelo de Ize y Levy-Yeyati (2003) *op. cit.*, pretende explicar la dolarización de una economía,  $m_t$  debería tener una relación directa (positiva) con la dolarización financiera en Bolivia.

La existencia de una relación de largo plazo entre el riesgo macroeconómico  $m_t$  y la bolivianización financiera puede contrastarse con una prueba de significancia evaluando la hipótesis nula<sup>12</sup>,

$$\mathbb{H}_0: \beta = 0$$

en base al estadígrafo  $z = \frac{\hat{\beta}}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}}$ , que se calcula con el estimador del parámetro  $\beta$  en la ecuación de cointegración  $z_t = b_t - \beta m_t - \alpha$  y el error estándar de este estimador  $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$ . El rechazo de  $\mathbb{H}_0$  proporciona evidencia que no permitiría refutar una relación de largo plazo entre la bolivianización y el riesgo macroeconómico que surge del portafolio extendido.

## IV. Resultados

Esta sección contiene los resultados de estimar el portafolio extendido y contrastar la relación entre la bolivianización del sistema financiero y el riesgo macroeconómico del portafolio extendido, controlando otras variables que también podrían haber afectado el proceso de bolivianización, como el Impuesto a las Transacciones Financieras (ITF), el tipo de cambio nominal, el encaje legal o el aumento del *spread* cambiario.

### IV.1. Fuentes de información

La información mensual sobre el tipo de cambio, la inflación, los depósitos del sistema financiero y las variables de control, se obtuvo de Banco Central de Bolivia (varios números). El rango de la muestra comienza en enero de 1991 y termina en septiembre de 2010, fecha del *Boletín* No. 347, último número disponible cuando se realizó esta investigación.

Ya que el modelo de Ize y Levy-Yeyati (2003) *op. cit.*, es un modelo de dos monedas, la bolivianización financiera ( $b_t \in [0,1]$ ) se calculó como la proporción de depósitos en moneda nacional a la vista, en caja de ahorros y a plazo fijo, sobre el total de depósitos del sistema

<sup>12</sup> Para una discusión sobre contrastes de hipótesis lineales, véase Amemiya (1985).



financiero en dólares y bolivianos. La dolarización de depósitos se obtuvo simplemente como  $1 - b_t$ .

#### ***IV.2. Portafolio dinámico no estacionario de mínima varianza en Bolivia***

Los resultados de estimar el modelo bivalente de heteroscedasticidad condicional se encuentran en la Tabla 1B del Apéndice B. En  $\mathcal{S}_t = \boldsymbol{\mu}_t(\omega) + \boldsymbol{\epsilon}_t$ , las medias condicionales de la inflación y de las variaciones del tipo de cambio real del vector  $\mathcal{S}_t$ ,  $\boldsymbol{\mu}_t(\omega) = \{\mu_{\pi,t}, \mu_{\Delta s,t}\}$ , se modelizaron con una especificación autoregresiva diagonal ajustada a las series de la inflación y del tipo de cambio real,  $\mathbf{A}(\mathcal{L})(\mathcal{S}_t - \boldsymbol{\mu}_t(\omega)) = \boldsymbol{\epsilon}_t$ , con  $\mathcal{L}$  el operador de rezagos y  $\mathbf{A}(\mathcal{L}) = 1 - \sum_{j=1}^n a_{ij} \mathcal{L}^j$ . Para  $j = 4$  retardos, no pudo rechazarse a niveles de significancia convencionales la hipótesis de no correlación serial multivariante del test de Hosking (1980), aplicado a los residuos estandarizados y a los residuos estandarizados al cuadrado (Véase Tabla 1B).<sup>13</sup> Ya que la hipótesis nula de normalidad vectorial de los residuos se rechazó a menos del uno por ciento, se empleó una distribución  $t$  de Student multivariante con 4,06702 grados de libertad para capturar las colas de la distribución de los residuos.<sup>14</sup>

Utilizando la estimación de  $\boldsymbol{\epsilon}_t$  del modelo de media condicional y escogiendo un factor de decaimiento  $\rho = 0,99$  –para capturar la persistencia de la dolarización financiera en Bolivia y la tendencia descendente de esta variable desde el año 2005, se estimó con  $\hat{\mathbf{\Pi}}_t = (1 - 0,99)\hat{\boldsymbol{\epsilon}}_t\hat{\boldsymbol{\epsilon}}_t' + 0,99\hat{\mathbf{\Pi}}_{t-1}$  la matriz varianza-covarianza dinámica entre la inflación y las variaciones del tipo de cambio real.<sup>15</sup>

13 Hosking (1980) propuso una extensión multivariante del test univariante Ljung-Box-Pierce. El test de Hosking evalúa la hipótesis nula de no dependencia en las funciones de autocorrelación de varias series de tiempo, desde el primer retardo hasta el requerido en el contraste. Véase Hosking, (1980).

14 El valor del estadígrafo  $t$  asociado a los grados de libertad es 8,277, con un valor de probabilidad exacto de 0,0000. La significancia del parámetro de grados de libertad, destaca la relevancia de utilizar una distribución diferente a la gaussiana en la estimación del modelo de heteroscedasticidad condicional bivalente.

15 Sólo un valor de  $\rho = 0,99$  fue lo suficientemente alto para capturar el grado de no estacionariedad de la dolarización del sistema financiero. Otros valores de  $\rho$  y el método de cálculo de estos valores pueden encontrarse en *RiskMetrics* (1996) *op. cit.*

La varianza condicional de la inflación ( $\hat{\sigma}_{\pi\pi_t}^2$ ), la varianza condicional de las variaciones del tipo de cambio real ( $\hat{\sigma}_{ss_t}^2$ ) y la covarianza entre estas variables ( $\hat{\sigma}_{\pi s_t}$ ) se estimaron con los componentes de la matriz  $\hat{\mathbf{H}}_t$ . La dinámica de estas estimaciones puede observarse en el Gráfico 1A del Apéndice A.

Con ( $\hat{\sigma}_{\pi\pi_t}^2$ ), ( $\hat{\sigma}_{ss_t}^2$ ) y ( $\hat{\sigma}_{\pi s_t}$ ) se calculó el portafolio dinámico y no-estacionario de mínima varianza ( $\hat{\lambda}_t^*$ ), en base a la ecuación (2). La dinámica del riesgo macroeconómico en Bolivia ( $m_t$ ), como una función de las volatilidades de la inflación y el tipo de cambio real, se estimó con la transformación isótona<sup>16</sup>:

$$m_t = \frac{\hat{\lambda}_t^* - \min(\hat{\lambda}_t^*)}{\max(\hat{\lambda}_t^*) - \min(\hat{\lambda}_t^*)}$$

Los Gráficos 2A y 3A del Apéndice, muestran que  $m_t$  reproduce notoriamente la tendencia de la dolarización financiera y es inversa a la bolivianización (cuando el riesgo macroeconómico en Bolivia  $m_t$  disminuye, la bolivianización  $b_t$  aumenta), como se esperaría si un aumento del riesgo induce a los agentes a realizar depósitos en dólares como medio de cobertura (mientras que con un bajo riesgo macroeconómico existirían incentivos para que los agentes aumenten sus depósitos en bolivianos).

Aunque  $m_t$  es más volátil que la dolarización histórica del sistema financiero en Bolivia, mimetiza el descenso de la dolarización desde el año 2005 y replica dos picos al alza, en abril de 2008 y mayo de 2009 (Gráfico 2A). El coeficiente de correlación *pearsoniano* entre la dolarización y  $m_t$  es igual a 0,84 (el coeficiente entre la bolivianización y  $m_t$  es -0,84)<sup>17</sup>. Esta fuerte relación lineal entre el riesgo macroeconómico estimado y la bolivianización (dolarización) puede observarse en la dispersión de los diagramas cruzados del Gráfico 4A.

16 Esta transformación preservó las propiedades dinámicas de la serie, no alteró las estimaciones, y sólo se realizó para facilitar la comparación con las variables bolivianización y dolarización. El símbolo circunflejo encima de  $m_t$  se omite para simplificar la notación.

17 Resultados similares se obtienen con el estadígrafo no-paramétrico de Spearman. El coeficiente de correlación de Spearman entre la dolarización (bolivianización) y  $m_t$  es 0,6856 (-0,6856), con un estadígrafo  $t$  asociado igual a 14,06 (-14,06) que permite rechazar la hipótesis nula de correlación cero con niveles de significancia menores al 1 por ciento.

### IV.3. *El riesgo macroeconómico como determinante de largo plazo de la bolivianización*

Esta sección evalúa la existencia de una relación entre la bolivianización  $b_t$  y el riesgo macroeconómico  $m_t$ , siguiendo la metodología de un análisis de cointegración tradicional (i.e. pruebas de raíz unitaria para determinar el orden de integración, contrastes de cointegración y la estimación de las relaciones de corto y largo plazo).<sup>18</sup>

Las pruebas de raíz unitaria sugieren que el orden de integración de las variables  $b_t$  y  $m_t$  es el mismo e igual a 1,  $b_t \sim I(1)$ ,  $m_t \sim I(1)$ . En las pruebas Dickey-Fuller (aumentada) y Phillips-Perron, la hipótesis nula de raíz unitaria se rechaza a niveles de significancia menores al 1 por ciento para las variables  $b_t$  y  $m_t$  en diferencias, pero no puede rechazarse para estas variables expresadas en niveles. La prueba de raíz unitaria bayesiana de Sims (1988) produce resultados similares. Para las variables en niveles, el estadígrafo de la prueba de Sims es menor a los valores críticos asintóticos y de muestras pequeñas sugeridos por este autor para contrastar la hipótesis nula de raíz unitaria; sin embargo, para las variables en primeras diferencias, el valor del estadígrafo de Sims (1988) *op. cit.*, permite rechazar contundentemente la hipótesis de raíz unitaria (Tabla 2B).<sup>19</sup>

Las pruebas de cointegración entre  $b_t$  y  $m_t$  sugieren que estas variables

18 Ya que la correlación no implica causación, el análisis de cointegración proporciona evidencia estadística más contundente sobre la tendencia estocástica común entre la incertidumbre macroeconómica y la bolivianización.

19 Sims (1988) cuestionó el uso de las pruebas de raíz unitaria tradicionales, como las pruebas Dickey-Fuller o Phillips-Perron, debido a que generan regiones de confianza discontinuas de "desconcertante topología", como las denominó en Sims (1988). Asumiendo una distribución prior plana y una función de verosimilitud normal-gamma inversa, Sims (1988) sugirió utilizar el estadígrafo  $\tau = (1 - \hat{\rho})/\hat{\sigma}_\rho$  para contrastar la hipótesis nula de raíz unitaria con métodos bayesianos, comparando  $\tau$  contra dos "valores críticos": (1) un estadígrafo asintótico  $-\log(\hat{\sigma}_\rho)$ , y (2) un estadígrafo para muestras pequeñas,

$$2\log\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right) - \log(\hat{\sigma}_\rho^2) - \log(2\pi) + 2\log(1-i)$$

donde  $\alpha$  es la probabilidad *a priori* de que no exista una raíz unitaria en la serie y  $i$  es el valor inferior de la región  $(i, 1)$  entre la que se concentra el prior. Sims (1988) sugirió (0.94, 1) para la región  $(i, 1)$  si se emplean datos mensuales, como en esta investigación.

La ventaja de la prueba de Sims (1988) es que, a diferencia de las pruebas tradicionales de raíz unitaria, permite incorporar la evidencia empírica de que un valor grande de  $\sigma_\rho^2$  ( $\sigma_\rho^2$  es el parámetro de escala de la distribución marginal  $\tau$  de Student de  $\rho$ , con  $T - 1$  grados de libertad) aporta evidencia contra una raíz unitaria, incluso si el valor del estadígrafo  $\tau$  para  $\rho = 1$  es relativamente pequeño.

están cointegradas con un rango de cointegración igual a 1 (Tabla 3B). La hipótesis nula de no cointegración de los contrastes de Engle-Granger [Engle y Granger, (1987)] y Phillips-Ouliaris [Phillips y Ouliaris, (1990)] se rechazó a niveles de significancia menores al 1 por ciento. En la prueba de Johansen (1991, 1995), el estadígrafo de traza permitió rechazar la hipótesis de ninguna ecuación de cointegración al 5 por ciento, mientras que la hipótesis de una ecuación de cointegración no pudo rechazarse a niveles de significancia convencionales (Tabla 3B).

Los resultados sobre cointegración justificaron el uso de un modelo vectorial de corrección de errores  $VECM(\ell, p, q)$  para representar la relación de largo plazo entre la bolivianización y el riesgo macroeconómico, controlando el efecto de otras variables que pueden afectar el proceso de bolivianización en el corto plazo.<sup>20</sup>

En el modelo  $VECM(\ell, p, q)$  se emplearon  $p = 4$  variables de control para capturar el efecto de las políticas de bolivianización y  $q = 4$  variables booleanas pulso resultaron significativas para controlar el efecto de anomalías puntuales en las series de tiempo. El orden  $\ell = 8$  se escogió minimizando el criterio de Akaike, para obtener residuos con propiedades esféricas (Tabla 4B). El modelo estimado (Tabla 5B) fue un  $VECM(8, 4, 4)$ ,

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} \Delta b_t \\ \Delta m_t \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \pi_1 \\ \pi_2 \end{pmatrix} (b_{t-1} - \beta m_{t-1} - \alpha) \\ &+ \begin{pmatrix} \theta_{1,1} & \theta_{1,2} & \cdots & \theta_{1,16} \\ \theta_{2,1} & \theta_{2,2} & \cdots & \theta_{2,16} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta b_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta b_{t-8} \\ \Delta m_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta m_{t-8} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varphi_{1,1} & \varphi_{1,2} & \varphi_{1,3} & \varphi_{1,4} \\ \varphi_{2,1} & \varphi_{2,2} & \varphi_{2,3} & \varphi_{2,4} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ x_{3t} \\ x_{4t} \end{pmatrix} \\ &+ \begin{pmatrix} \xi_{1,1} & \xi_{1,2} & \xi_{1,3} & \xi_{2,4} \\ \xi_{2,1} & \xi_{2,2} & \xi_{2,3} & \xi_{2,4} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} d_{1t} \\ d_{2t} \\ d_{3t} \\ d_{4t} \end{pmatrix} + u_t \end{aligned}$$

20 Una estrategia alternativa podría haber sido estimar ecuaciones de cointegración individuales, e.g. con mínimos cuadrados completamente modificados [Phillips y Hansen, (1990)] o ecuaciones de cointegración canónicas [Park, (1992)]. Véase para una discusión Barnerjee et al. (2003).

Las pruebas sobre los residuos del modelo VECM(8,4,4) mostraron que éstos aproximan propiedades ruido blanco gaussiano multivariante (Tabla 6B), por lo que las estimaciones se emplearon para realizar inferencia.<sup>21</sup>

En el vector de covariantes de control,  $x_{1t}$  es una variable dicotómica que representa la implementación del ITF desde el año 2004,  $x_{2t}$  son las variaciones del encaje legal en moneda extranjera,  $x_{3t}$  son las variaciones del encaje en moneda nacional, y  $x_{4t}$  son las variaciones del tipo de cambio nominal (Gráfico 5A)<sup>22</sup>. La estimación de la matriz de parámetros  $\phi$  de este vector de variables de control<sup>23</sup>,

---

21 La hipótesis nula de no autocorrelación del contraste de multiplicador de Lagrange no puede rechazarse a niveles de significancia convencionales empleando 1, 2, 4, 8 y 16 rezagos, al igual que la hipótesis de homoscedasticidad del test de White y la hipótesis de gaussianidad multivariante de los test de Lütkepohl, Doornik y Hansen-Urzu. Los correlogramas tampoco muestran un comportamiento sistemático ni picos que salgan de las bandas de confianza (Gráfico 6A).

22 El incremento del *spread* cambiario también se incluyó como variable de control, pero no resultó estadísticamente significativo en la ecuación de corto plazo y fue excluida de la especificación final por parsimonia.

23 Debajo de cada estimador: valores del estadígrafo  $t$  y valores exactos de probabilidad de error tipo I (entre corchetes).

$$\hat{\Phi} = \begin{pmatrix} \hat{\varphi}_{1,1} & \hat{\varphi}_{1,2} & \hat{\varphi}_{1,3} & \hat{\varphi}_{1,4} \\ \hat{\varphi}_{2,1} & \hat{\varphi}_{2,2} & \hat{\varphi}_{2,3} & \hat{\varphi}_{2,4} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{0,001182}{\begin{matrix} 1,24573 \\ [0,21235] \end{matrix}} & \frac{-3,07 \times 10^{-9}}{\begin{matrix} -1,09533 \\ [0,0000] \end{matrix}} & \frac{1,49 \times 10^{-9}}{\begin{matrix} 26,9010 \\ [0,0000] \end{matrix}} & \frac{-0,052192}{\begin{matrix} 3,13301 \\ [0,0006] \end{matrix}} \\ \frac{-0,000353}{\begin{matrix} -0,02179 \\ [0,9302] \end{matrix}} & \frac{-2,46 \times 10^{-4}}{\begin{matrix} -2,13151 \\ [0,0399] \end{matrix}} & \frac{-1,06 \times 10^{-7}}{\begin{matrix} -1,27113 \\ [0,2026] \end{matrix}} & \frac{0,629629}{\begin{matrix} 27,3951 \\ [0,0053] \end{matrix}} \end{pmatrix}$$

sugiere que el ITF no habría contribuido significativamente a promover el proceso de bolivianización, al contrario de la política cambiaria que resulta altamente significativa para reducir la dolarización y fomentar la bolivianización financiera (esta variable es significativa y tiene los signos esperados en ambas ecuaciones).<sup>24</sup>

El parámetro del término de corrección de error  $\pi_1$  es significativo a menos del 1 por ciento en la ecuación de la bolivianización, pero  $\pi_2$  no resulta significativo en la ecuación de  $\Delta m_t$  (Tabla 5B), sugiriendo que existe una relación de causalidad de la incertidumbre macroeconómica hacia la bolivianización, pero en cambio la bolivianización no causaría inestabilidad macroeconómica. El bajo valor del estimador puntual del coeficiente de corrección de error ( $\hat{\pi}_1 = -0,036370$ ), indica una velocidad de ajuste lenta para que desaparezca el desequilibrio respecto a  $b_t = \beta m_t$ .

La variable  $m_t$  que mide el riesgo macroeconómico en función al portafolio extendido, resulta estadísticamente significativa y con el signo esperado en la ecuación de largo plazo de la bolivianización. El valor puntual del estimador  $\beta$ , asociado a  $m_t$ , es negativo e igual a  $\hat{\beta} = -0,144091$ . El valor del estadígrafo  $z = (-0,144091)/0,04487 = -3,21$  permite rechazar la hipótesis nula  $H_0: \beta=0$  a niveles de significancia menores a 1 por ciento (Tabla 5B). Por tanto, no puede refutarse que exista una relación de equilibrio estadísticamente significativa e inversa entre el riesgo macroeconómico y la bolivianización.

24 El efecto del encaje legal resulta incierto, ya que  $x_{2t}$  es significativa pero con el signo inverso en la ecuación de  $\Delta b_t$ , mientras que  $x_{2t}$  sólo es significativa al 5 pero no al 1 por ciento y con el signo opuesto en la ecuación de  $\Delta m_t$ .

## V. Discusión e implicaciones de política

En la anterior sección, no se rechazó que el riesgo macroeconómico sea significativo para la bolivianización financiera. Este resultado coincide con investigaciones previas y da relevancia a las implicaciones de política señaladas en Ize y Levy-Yeyati (2003) *op. cit.*<sup>25</sup>

### V.1. Discusión

Los resultados de la investigación,

- (i) confluyen con los estudios de García-Escribano y Sosa (2011) y Rennhack y Nozaki (2006) sobre los determinantes de la dolarización y des-dolarización en Latinoamérica,
- (ii) coinciden parcialmente con los estudios de Arce (2001) y Morales (2003) *op. cit.* sobre la dolarización en Bolivia, y
- (iii) proporcionan una explicación alternativa a la histéresis de la dolarización en Bolivia, diferente a la propuesta por Peiers y Wrase (1997) y Fernández (2006).

Al igual que en los trabajos de Rennhack y Nozaki (2006) y García-Escribano y Sosa (2011), los resultados de esta investigación destacan la importancia de la estabilidad macroeconómica para desdolarizar la economía y fomentar el uso del boliviano. Rennhack y Nozaki (2006) encontraron que países con una alta dolarización financiera pueden

---

<sup>25</sup> Las posiciones epistemológicas modernas sobre la metodología en investigación económica parecen sugerir que la evidencia empírica no es capaz de verificar ni tampoco refutar definitivamente una hipótesis. El confirmacionismo ha quedado en desuso ante el reconocimiento del problema de la inducción, *i.e.* ningún número arbitrariamente grande de verificaciones puede probar que una teoría es cierta porque las inferencias inductivas carecen de una justificación lógica. La falsación del modelo de Ize y Levy-Yeyati (2003) *op. cit.* también podría verse afectada si se sigue la opinión de Otero (1998): ya que el modelo de Ize y Levy-Yeyati fue extendido con una serie de hipótesis de construcción adicionales a las establecidas por la teoría económica que sustentan la extensión (*e.g.* la forma funcional del proceso de heteroscedasticidad condicional multivariante), la refutación de la teoría podría surgir no sólo de la invalidez de ésta sino de las hipótesis de modelización.

En consecuencia la postura de esta investigación es un *falsacionismo sofisticado* (véase Blaug, 1992), en el sentido de que la evidencia empírica es no verificacionista, y ya que el contraste empírico no permitió falsear la extensión dinámica, esta extensión es aceptada de modo provisional (como recomendaría Popper) para extraer implicaciones de política, en tanto no sea sustituida por otra teoría alternativa más acorde con la evidencia empírica.

fomentar el uso de la moneda doméstica manteniendo la estabilidad macroeconómica, y García-Escribano y Sosa (2011) reconocieron la importancia de la estabilidad macroeconómica para la desdolarización en Latinoamérica, mediante la apreciación del tipo de cambio y la introducción de medidas para internalizar el riesgo de dolarización.

En Bolivia, Morales (2003) *op. cit.* consideró que los incrementos de la dolarización predichos por el portafolio de mínima varianza estarían ocasionados por la política de mantener estable el tipo de cambio real ante *shocks* exógenos, a través del tipo de cambio nominal<sup>26</sup>. Arce (2001) *op. cit.* analizó también la dolarización como un problema de elección de portafolio y señaló que los desajustes macroeconómicos provocan incertidumbre sobre el futuro de la economía. En períodos de inestabilidad, los agentes económicos minimizarían la incertidumbre incrementando sus activos en dólares para resguardar su riqueza [Arce, 2001] *op. cit.*

Finalmente, Ize y Levy-Yeyati (2003) *op. cit.* sugieren que el portafolio de mínima varianza proporciona una explicación alternativa al fenómeno de histéresis de la dolarización. Según Ize y Levy-Yeyati, esta histéresis sería la consecuencia de una volatilidad esperada de la inflación mayor a la del tipo de cambio real. Esta explicación es diferente a la proporcionada por la teoría de externalidades de red, señalada en investigaciones sobre la histéresis de la dolarización en Bolivia como las de Peiers y Wrase (1997) *op. cit.* y Fernández (2006) *op. cit.*, en base al trabajo original de Oomes (2003).

## ***V.2. Implicaciones de política***

Ya que el modelo de portafolio extendido soportó la confrontación empírica, pueden extraerse recomendaciones de política para la bolivianización como un corolario a las implicaciones expuestas en Ize y Levy-Yeyati (2003) *op. cit.*: (i) la estabilidad de precios no sería suficiente para fomentar la desdolarización, (ii) una mayor volatilidad cambiaría reduciría la dolarización sólo si el sector real no se

---

<sup>26</sup> Sin embargo Morales (2003) *op. cit.* considera más importante un problema de prima de riesgo en la moneda (*peso problem*), al igual que Orellana y Mollinedo (1999).



encuentra dolarizado, (iii) las metas de inflación promoverían el uso del boliviano si controlan la volatilidad de la inflación, (iv) cambios en la composición de la deuda pública podrían incrementar la dolarización de créditos, y (v) fomentar el uso del boliviano con impuestos que graven las transacciones en moneda extranjera podría desincentivar la intermediación financiera y contraer el sector real.

En principio, la inestabilidad de precios podría no ser suficiente para explicar la dolarización financiera, ya que en el portafolio extendido la elección óptima del nivel de dolarización de depósitos depende tanto de la volatilidad de precios como de la volatilidad del tipo de cambio. El modelo de portafolio extendido predice que la dolarización persistirá si la volatilidad de la inflación es alta en comparación con la volatilidad del tipo de cambio real, aún en periodos de baja inflación.

Considérese sin embargo que en una economía con un alto grado de dolarización real y dolarización financiera, un tipo de cambio nominal más volátil no necesariamente implicaría más volatilidad del tipo de cambio real. En economías con una alta dolarización del sector real existirían limitaciones en la aplicación de un tipo de cambio real más flexible.<sup>27</sup>

Las metas de inflación, si reducen la volatilidad de los precios, deberían promover el uso del boliviano y disuadir el uso del dólar, si el régimen de metas de inflación está completamente desarrollado para permitir que el tipo de cambio fluctúe libremente entre los límites del objetivo inflacionario. Nuevamente, el alcance de esta medida será limitado en economías en las que la dolarización se haya extendido al sector real.

Ya que el modelo de Ize y Levy-Yeyati predice un equilibrio de activos y pasivos alrededor del portafolio de mínima varianza, intentos de reducir la dolarización cambiando la composición de la deuda pública a favor de la moneda local podrían fallar debido a su impacto simétrico

---

27 Cuando todos los precios están denominados en dólares y el *pass-through* es total, el tipo de cambio real se vuelve fijo y estabilizar el tipo de cambio nominal se vuelve la única manera de estabilizar la inflación. Los beneficios en la reducción de la dolarización deberían ser sopesados contra los costos de una inflación más volátil.

en los dos lados de la hoja de balance de las entidades financieras, *i.e.* el aumento de las tasas de interés en moneda local respecto a la moneda externa reduciría la dolarización de depósitos pero fomentaría la dolarización de créditos.

Por último, un impuesto como el ITF, que grave las transacciones financieras en dólares, podría reducir la dolarización, pero el costo sería deprimir la tasa de interés para depósitos en efectivo en moneda extranjera, con los consecuentes efectos adversos sobre el diferencial de tasas de interés, los estímulos a la fuga de capitales y la desintermediación financiera. La compresión del sistema financiero reduciría severamente el producto real.

Estas implicaciones muestran que, para promover y consolidar el uso de la moneda local en Bolivia, la reducción de la dolarización en el sector real es tan importante como la bolivianización del sector financiero.

## VI. Conclusiones

En esta investigación se extendió el modelo de dolarización financiera de Ize y Levy-Yeyati (2003) *op. cit.* con un modelo de heteroscedasticidad condicional bivalente, para obtener un *portafolio dinámico no estacionario de mínima varianza* que refleje la tendencia descendente de la dolarización financiera en Bolivia desde al año 2005. La transformación del portafolio extendido se utilizó como una variable proxy del riesgo macroeconómico en Bolivia.

El riesgo macroeconómico estimado mostró una correlación negativa y significativa con la bolivianización financiera en Bolivia. Este riesgo resultó además positivamente correlacionado con la dolarización, sugiriendo que el riesgo macroeconómico del portafolio extendido reduce los beneficios de cobertura provistos por los activos denominados en moneda nacional y fomenta el uso del dólar como resguardo de riqueza.

Los resultados del análisis de cointegración no permitieron refutar la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo inversa entre

el riesgo macroeconómico y la bolivianización. En consecuencia, estas variables compartirían una tendencia estocástica común y la estabilidad macroeconómica sería determinante para la bolivianización. Este resultado coincide con los hallazgos de investigaciones previas para Latinoamérica y para Bolivia, e indica que la política económica podría afectar la bolivianización actuando sobre las varianzas de la inflación y del tipo de cambio real, ya que estas volatilidades subyacen a las colocaciones del portafolio de mínima varianza (dinámico y no estacionario) de los agentes económicos.

La estimación del modelo vectorial de corrección de errores mostró además que la bolivianización no causaría inestabilidad macroeconómica –por la no significancia del parámetro de corrección de error en la ecuación de riesgo macroeconómico– y que la política cambiaria es altamente significativa para reducir la dolarización y fomentar la bolivianización financiera –por la significancia y los signos esperados de esta variable en la ecuación de corto plazo.

Finalmente, las implicaciones de política, que surgen como corolario a la significancia estadística del portafolio extendido, permiten concluir que la reducción de la dolarización en el sector real es tan importante como la bolivianización del sector financiero, ya que si el sector real se encuentra menos dolarizado, aumentos en la volatilidad del tipo de cambio real y una política de metas de inflación fomentarían la bolivianización financiera. En cambio, impuestos sobre el uso del dólar podrían impulsar el uso de moneda nacional, pero el costo probable sería la desintermediación financiera y la depresión de la actividad económica del sector real.

Siendo el riesgo macroeconómico un determinante de largo plazo de la bolivianización financiera, el control de la percepción de estabilidad macroeconómica se convierte en un desafío para profundizar la desdolarización del sistema financiero en Bolivia y consolidar el uso del boliviano.

## Referencias Bibliográficas

Amemiya, T., (1985). *Advanced Econometrics*, First Edition, Harvard University Press, United States of America.

Arce, L., (2001). "Incertidumbre y dolarización en Bolivia", Banco Central de Bolivia, *Revista de Análisis* 4(2), pp. 31-56.

Banco Central de Bolivia, (varios números). Boletines estadísticos, La Paz, Bolivia.

Banerjee, A., J. J. Dolado, J. W. Galbraith, D. Hendry (1993). *Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford University Press, London, England.

Blaug, M., (1992), *The Methodology of Economics or How Economists Explain*, Second Edition, Cambridge University Press, United Kingdom.

Bollerslev, T., (1990). "Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized Arch Model", *The Review of Economics and Statistics*, 72(3), pp. 498–505.

Calvo, G.A., C. A. Végh, (1992). "Currency Substitution in Developing Countries: An Introduction", IMF Working Paper WP/92/40, May.

Cuddington, J.T., R.M. Garcia, D. Westbrook, (2002). "A Micro-foundations Model of Dollarization with Network Externalities and Portfolio Choice: The Case of Bolivia", Georgetown University, Mimeo.

Davidson, J., D. Hendry, F. Srba, S. Yeo, (1978). "Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom", *The Economic Journal*, 88(352), pp. 661-692.

El-Erian, M., (1987). "Currency Substitution in Egypt and the Yemen Arab Republic: A Comparative Quantitative Analysis", IMF Working Paper WP/87/43, June.

Engle, R. F., (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50(4), pp. 987-1007.

Engle, R.F., (2002). "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models", *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), pp. 339–350.

Engle, R. F., C. W. J. Granger, (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55(2), pp. 251–276.

Engle, R. F., K. F. Kroner (1995). "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", *Econometric Theory*, 11, pp. 122–150.

Feige, Edgar L., Vedran Sosic, Michael Faulend, Velimir Sonje. "Unofficial Dollarization in Latin America", en Salvatore, D., J. Dean, T. Willett (Eds.) *The Dollarization Debate*, (2003), Oxford University Press, United States of America, pp. 46 – 71.

Francq, Ch., J-M Zakoian, (2010), *GARCH Models. Structure, Statistical Inference and Financial Applications*, John Wiley & Sons, United Kingdom.

Garcia-Escribano, M., S. Sosa, (2011). "What is Driving Financial De-dollarization in Latin America?", IMF Working Paper WP/11/10, January.

Hayashi, F., (2000). *Econometrics*, Princeton University Press, United States of America.

Hendry, D. F., B. Nielsen, (2007). *Econometric Modeling. A Likelihood Approach*, Princeton University Press, United States of America.

Hosking, J. R. M., (1980). "The Multivariate Portmanteau Statistic", *Journal of the American Statistical Association*, 75 (371), pp. 602-608.

Ize, A., E. Levy-Yeyati, (2003). "Financial Dollarization", *Journal of International Economics*, 59, pp. 323-347.

Johansen, S., (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59(6), pp. 1551–1580.

Johansen, S., (1996). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, United States of America.

Laurent, S., J.V.K. Rombouts, A. Silvennoinen, F. Violante (2006). "Comparing and Ranking Covariance Structures of M-GARCH Volatility Models", October.

Levy-Yeyati, E., (2005). "Financial Dollarisation: Evaluating the Consequences", 41st Panel Meeting of Economic Policy in Luxembourg, Draft, March.

Lütkepohl, H., (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, 2nd printing, 2005, Springer, Germany.

Marquez, J., (1987). "Money Demand in Open Economies: A Currency Substitution Model for Venezuela", *Journal of International Money and Finance*, 6(2), pp. 167-178.

Melvin, M., (1988). "The Dollarization of Latin America as a Market-Enforced Monetary Reform: Evidence and Implications", *Economic Development and Cultural Change*, 36(3), pp. 543-558.

Morales, J. A., (2003). "Dollarization of Assets and Liabilities: Problem or Solution? The case of Bolivia", Banco Central de Bolivia, *Revista de Análisis*, 6(1), pp. 7-39.

Moron, E., J.F. Castro, (2004). "Desdolarizando la economía peruana: Un enfoque de portafolio", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 12.

Neanidis, K. C., Ch. Savva, (2009). "Financial Dollarization: Short-Run Determinants in Transition Economies", Centre for Growth and Business Cycle Research, Discussion Paper Series 113, February.

Oomes, N., (2003). "Network Externalities and Dollarization Hysteresis: The Case of Russia", IMF Working Paper WP/03/96, May.

Orellana, W., C. Mollinedo, (1999). "Percepción de riesgo, dolarización y política monetaria en Bolivia", Banco Central de Bolivia, *Revista de Análisis*, 2(1), pp. 7-28.

Ortiz, G., (1983). "Currency Substitution in Mexico: The Dollarization Problem", *Journal of Money, Credit and Banking*, 15(2), pp. 174-185.

Otero, J.V., (1998). "Econometría y contrastación empírica. Concepto e historia", Documento 98/1, Mimeo, enero.

Park, J., (1992). "Canonical Cointegrating Regressions", *Econometrica*, 60(1), pp. 119-143.

Peiers, B., J. M. Wrase, (1997). "Dollarization Hysteresis and Network Externalities: Theory and Evidence from an Informal Bolivian Credit Market", Federal Reserve Bank of Philadelphia, Working Paper 97-21.

Phillips, P. C. B., S. Ouliaris, (1990). "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration", *Econometrica* 58(1), pp. 165-193.

Phillips, P., B. E. Hansen, (1990). "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes", *The Review of Economic Studies*, 57(1), pp. 99-125.

Piontkovsky, R., (2003). "Dollarization, Inflation Volatility and Underdeveloped Financial Markets in Transition Economies", *Economics Education and Research Consortium Working Paper Series*, Working Paper No. 03-02.

Ramirez-Rojas, C.L., (1985). "Currency Substitution in Argentina, Mexico, and Uruguay", IMF Staff Papers, 32(4), pp. 629-667.

Rennhack, R., M. Nozaki, (2006). "Financial Dollarization in Latin America", IMF Working Paper WP/06/7, January.

RiskMetrics Group, (1996). *RiskMetrics-Technical Document*, Fourth Edition. Disponible en <http://www.faculty.idc.ac.il/kobi/riskmgmt/rmtd.pdf>.

Sánchez, A., (2007). "Dolarización financiera, el enfoque de portafolio y expectativas: Evidencia para América Latina (1995-2005)", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 14, pp. 107-130.

Savastano, M.A., (1996). "Dollarization in Latin America: Recent Evidence and Some Policy Issues", IMF Working Paper, WP 96/04, January.

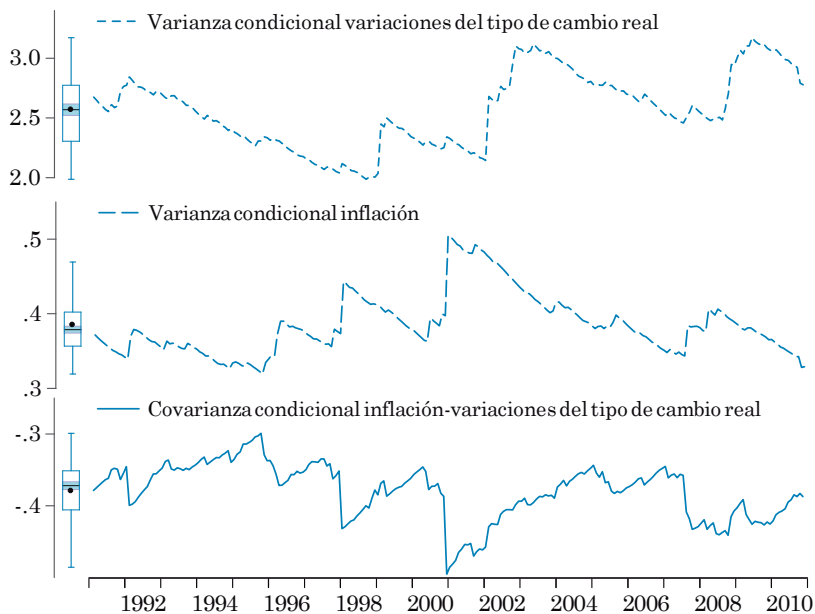
Silvennoinen, A., T. Teräsvirta, (2009). "Multivariate GARCH Models", en Andersen, T., R. A. Davis, J-P. Kreiß, T. Mikosch (Eds.), *Handbook of Financial Time Series*, Springer, Germany, pp. 201-229.

Van der Weide, R., (2002). "GO-GARCH: A Multivariate Generalized Orthogonal GARCH Model", *Journal of Applied Econometrics*, 17, pp. 549-564.



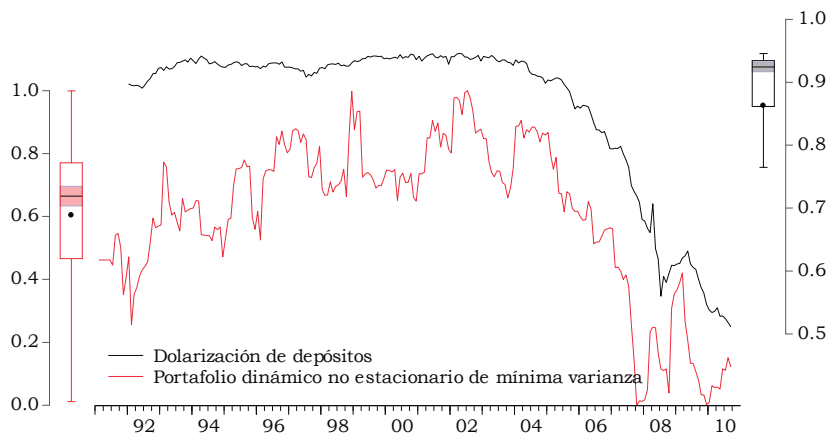
## APÉNDICE A: Gráficos

**Gráfico 1A. VARIANZAS CONDICIONALES Y COVARIANZA  
CONDICIONAL PARA LA INFLACIÓN Y LAS VARIACIONES DEL TIPO DE  
CAMBIO REAL <sup>1/</sup>**



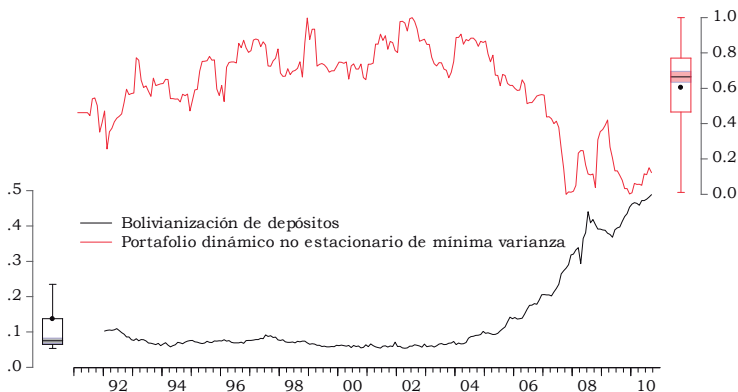
Nota. <sup>1/</sup> Estimadas con el modelo de heteroscedasticidad condicional bivalente

**Gráfico 2A. DOLARIZACIÓN DE LOS DEPÓSITOS DEL SISTEMA FINANCIERO DE BOLIVIA Y PORTAFOLIO DINÁMICO NO ESTACIONARIO DE MÍNIMA VARIANZA<sup>1/</sup>**



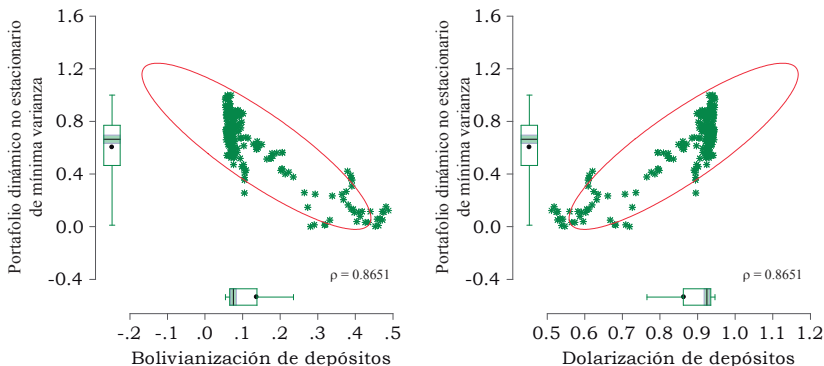
**Nota** <sup>1/</sup> Estimado con las varianzas condicionales y la covarianza condicional de la inflación y las variaciones del tipo de cambio real. El portafolio transformado es una variable *proxy* del riesgo macroeconómico. Nótese como un aumento del riesgo aumenta la dolarización financiera, y como la dolarización se reduce cuando se reduce el riesgo.

**Gráfico 3. BOLIVIANIZACIÓN DE DEPÓSITOS DEL SISTEMA FINANCIERO Y PORTAFOLIO DINÁMICO NO ESTACIONARIO DE MÍNIMA VARIANZA<sup>1/</sup>**



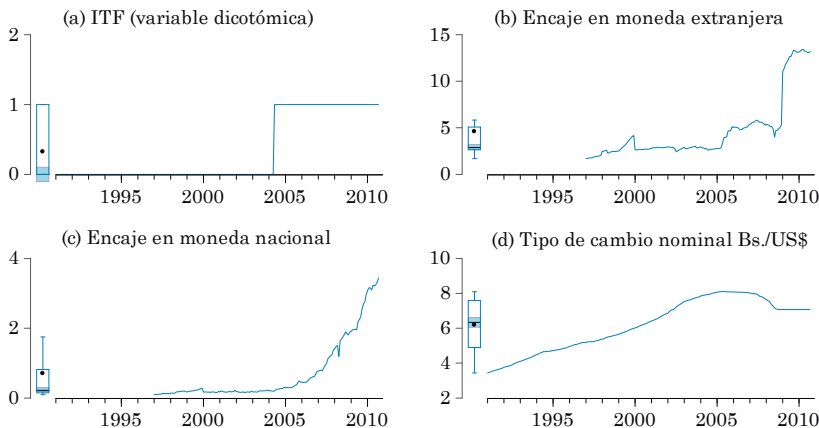
**Nota.** <sup>1/</sup> Estimado con las varianzas condicionales y la covarianza condicional de la inflación y las variaciones del tipo de cambio real. El portafolio transformado es una variable *proxy* del riesgo macroeconómico. Nótese como una disminución del riesgo coincide con un aumento de la bolivianización financiera y como ésta se reduce cuando aumenta el riesgo.

### Gráfico 4. DIAGRAMAS CRUZADOS DE LA BOLIVIANIZACIÓN Y LA DOLARIZACIÓN DE LOS DEPÓSITOS DEL SISTEMA FINANCIERO CONTRA EL PORTAFOLIO DINÁMICO NO ESTACIONARIO DE MÍNIMA VARIANZA <sup>/1</sup>



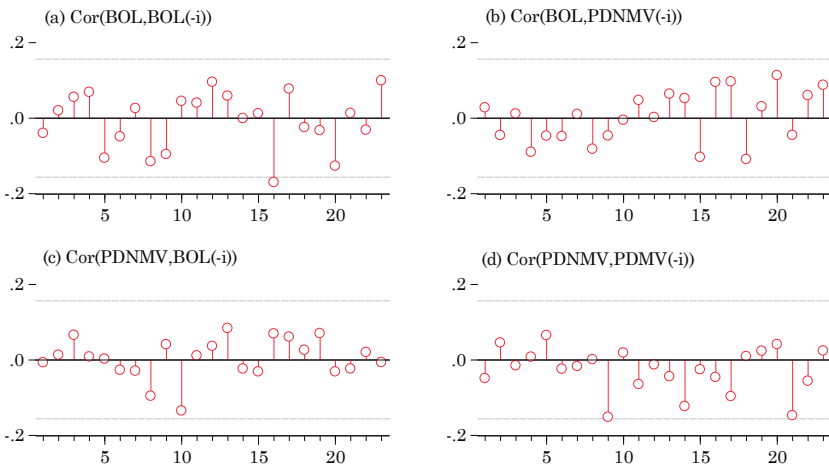
Nota. /1 Las elipses de confianza ilustran la dirección de la correlación (el portafolio transformado es una variable *proxy* del riesgo macroeconómico)

### Gráfico 5. COVARIANTES DE CONTROL DEL MODELO VECM <sup>/1</sup>



Nota. /1 El encaje en moneda nacional y en moneda extranjera están expresados en millones de dólares estadounidenses (se calcularon con los porcentajes de encaje requeridos según el tipo de depósitos del sistema financiero)

### Gráfico 6. CORRELOGRAMAS CRUZADOS DE RESIDUOS DEL MODELO VECM /1



Nota. /1 Considerando 24 rezagos, ninguna función de autocorrelación muestral supera significativamente los límites de confianza ni muestra un patrón definido

## APÉNDICE B: Tablas

**Tabla 1B. ESTIMACIÓN DEL MODELO DE MEDIA CONDICIONAL Y HETEROSCEDASTICIDAD DINÁMICA PARA EL VECTOR  $S_t$ †**

Ecuación de la inflación ( $\pi_t$ )		Ecuación de las variaciones del tipo de cambio real ( $\Delta s_t$ )	
$a_{1,0}$	0,470173 [0,0000]	$a_{2,0}$	0,142661 [0,3228]
$a_{1,1}$	0,280516 [0,0000]	$a_{2,1}$	0,209136 [0,0011]
$a_{1,2}$	0,019330 [0,6796]	$a_{2,2}$	-0,026813 [0,7230]
$a_{1,3}$	0,082639 [0,1033]	$a_{2,3}$	-0,006127 [0,9373]
$a_{1,4}$	0,007749 [0,8862]	$a_{2,4}$	0,131184 [0,1001]
Observaciones:	236	Parámetros:	11
<b>CrITERIOS de Información</b>			
Akaike:	5,314976	Shibata:	5,310883
Schwarz:	5,476426	Hannan-Quinn:	5,380058
<b>Test de normalidad vectorial:</b>			$\chi^2_{(4)} = 134,94$ [0,0000]
<b>Estimación de los grados de libertad de la distribución t de Student:</b>			4,067026 [0,0000]
<b>Contraste Multivariante de Hoskings (con 5 retardos):</b>			
En los residuos estandarizados:	H = 12,9803 [0,6741983]	En los residuos estandarizados al cuadrado:	H = 10,1192 [0,9279452]

(†) *p-values* entre corchetes

**Tabla 2B. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA APLICADAS A LAS SERIES DE TIEMPO DE LA BOLIVIANIZACIÓN Y A LA SERIE DE TIEMPO DEL PORTAFOLIO DINÁMICO DE MÍNIMA VARIANZA†**

Variable	Dickey-Fuller aumentado*	Phillips-Perron*	Sims**
$b_t$	0,411077 [0,9990]	0,480054 [0,9992]	0,544 (9,568), {6,498}
$m_t$	-2,043619 [0,5740]	-2,014760 [0,5898]	2,386 (7,677), {4,607}
$\Delta b_t$	-7,666951 [0,0000]	-16,15204 [0,0000]	5,165 (3,625), (-8,234)
$\Delta m_t$	-15,88512 [0,0000]	-15,89547 [0,0000]	22,034 (2,528), {-9,332}

(†) *p-values* entre corchetes

(\*) Un término constante y una tendencia lineal se utilizaron como regresores exógenos en las pruebas para las variables en niveles Dickey-Fuller aumentada, Phillips-Perron, y en la prueba bayesiana de Sims. Ningún regresor determinístico se utilizó para las variables en diferencias.

(\*\*) En la prueba bayesiana de raíz unitaria de Sims, se utilizó una probabilidad alfa de que no exista raíz unitaria igual a  $\alpha = 0,1$  para las variables en niveles, y  $\alpha = 0,9$  para las variables en diferencias. El límite de concentración del prior es (.94,1); el sugerido por Sims (1988) para series mensuales. Entre paréntesis: valor crítico asintótico; entre llaves: valor crítico de muestras pequeñas.

**Tabla 3B. PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN ENTRE  $b_t$  y  $m_t$ †**

	Engle-Granger*	Phillips-Ouliaris*	Johansen (0)**	Johansen (1)**
Estadígrafo	-8,889544 [0,0000]	-17,46018 [0,0000]	15,54735 [0,0591]	0,207298 [0,6489]

(†) *p-values* entre corchetes

(\*) Estadígrafos tau para las pruebas de cointegración de Engle-Granger y Phillips-Ouliaris. En ambos contrastes se utilizó un intercepto como regresor determinístico.

(\*\*) Estadígrafos de traza del test de Johansen. La prueba de Johansen(0) contrasta la hipótesis nula de ninguna ecuación de cointegración. La prueba de Johansen(1) contrasta la hipótesis nula para un máximo de una ecuación de cointegración. En ambos casos se considera doce retardos en los contrastes.

**Tabla 4B. CRITERIOS DE INFORMACIÓN**

Orden $\ell$	Criterio de Akaike	Criterio de Schwarz
9	-11,37482	-10,27852
8	-11,38134*	-10,36066
7	-11,37318	-10,42809*

**Tabla 5B. ESTIMACIONES DEL MODELO VECM†**

	Parámetros	Estimación
	$\alpha$	0,245080
Relación de equilibrio de largo plazo		-0,144091 (0,04487) {-3,21096} [0,00013]
	$\beta$	
Coeficientes de corrección de error	$\pi_1$	-0,036370 (0,00438) {-8,31040} [0,00000]
	$\pi_2$	0,034881 (0,06568) {0,53105} [0,59538]

(†) Errores estándar entre paréntesis, estadígrafos  $t$  entre llaves,  $p$ -values entre corchetes

**Tabla 6B. PRUEBAS EN LOS RESIDUOS DEL MODELO VEC(8) †**

<b>Contraste</b>	<b>Estadígrafo</b>
<b><i>Autocorrelación</i></b>	
<b>Test LM</b>	
<i>Rezago 1</i>	2,022202 [0,7317]
<i>Rezago 2</i>	2,157625 [0,7068]
<i>Rezago 4</i>	3,782437 [0,4362]
<i>Rezago 8</i>	8,266333 [0,0823]
<i>Rezago 16</i>	7,871199 [0,0954]
<b><i>Heteroscedasticidad</i></b>	
<b>Test de White</b>	152,6785 [0,1418]
<b><i>Gaussianidad multivariante*</i></b>	
<b>Lütkepohl</b>	4,420471 [0,3521]
<b>Doornik-Hansen</b>	5,650617 [0,2268]
<b>Urzua</b>	10,6347 [0,3016]

(†) *p-values* entre corchetes

(\*) En todos los casos el estadígrafo Jarque-Bera contrasta la hipótesis conjunta de normalidad