

Riesgo de insolvencia, dolarización y sustitución de divisas en México

William C. Gruben y John H. Welch

Resumen: Las evidencias empíricas sobre la sustitución de divisas medida por la dolarización en América Latina generalmente obedece a explicaciones teóricas (Calvo y Végh, 1992, y Giovannini y Turtelboom, 1993). Pero algunos estudios detectan anomalías. Por ejemplo, Rogers (1992a y 1992b) observa que entre 1978 y 1982 los montos relativos de mexdólares mantuvieron una relación negativa con la devaluación esperada. Él explica este fenómeno como resultado del "riesgo de convertibilidad"; la convertibilidad, o tasa de rendimiento, depende del nivel de reservas en el sistema bancario mexicano.

En el presente artículo investigamos el vínculo a menudo citado (Calvo y Végh, 1992), pero rara vez probado, entre la dolarización, la sustitución de divisas y la solvencia bancaria. En el caso de México, estimamos ecuaciones para las demandas de depósitos en pesos reales y mexdólares. Encontramos que las medidas de la demanda de depósitos en mexdólares se relacionan negativa y significativamente con la proporción de préstamos bancarios vencidos. En forma congruente con las hipótesis que se plantean en este artículo, no puede decirse lo mismo sobre las medidas de la demanda de depósitos denominados en pesos.

Abstract: Empirical evidence of currency substitution as measured by dollarization in Latin America usually accords with theoretical explanations (Calvo and Végh, 1992, and Giovannini and Turtelboom, 1993). But some studies find anomalies. For example, Rogers (1992a and 1992b) finds that between 1978 and 1982, relative holdings of Mexdollars were negatively related to expected devaluation. He explains this phenomenon as being caused by "convertibility risk"; the convertibility or rate of return depends upon the level of reserves in the Mexican banking system.

We investigate the often cited (Calvo and Végh, 1992) but rarely tested link between dollarization, currency substitution, and bank solvency. In the Mexican case, we estimate demand equations for real peso and Mexdollar deposit demand. We find that measures of demand for Mexdollar deposits are negatively and significantly related to the share of bank loans that are overdue. As is consistent with hypotheses developed in this paper, the same cannot be said for measures of demand for peso-denominated deposits.

William C. Gruben y John H. Welch trabajan en el Departamento de Investigación del Banco de la Reserva Federal de Dallas. Los puntos de vista que se expresan en este artículo son exclusivamente de los autores y no deberán atribuirse al Banco de la Reserva Federal de Dallas ni al Sistema de la Reserva Federal. Traducción del inglés de Susana Marín de Rawlinson.

La literatura sobre la dolarización ha seguido recientemente varias direcciones nuevas cuyas interconexiones no parecen haberse apreciado cabalmente. Por un lado, Rogers (1992a y 1992b) presenta modelos econométricos que muestran relaciones negativas y estadísticamente significativas entre una medida de las expectativas de devaluación y los montos de cuentas denominadas en dólares (mexdólares) en las instituciones financieras de México. Estos resultados contrastan con las teorías convencionales de la sustitución de divisas, cuyos postulados indican que los mexicanos aumentarían sus depósitos en mexdólares, en relación con sus depósitos en cuentas en pesos, a medida que se incrementaran las expectativas de devaluación. Para explicar sus resultados contraintuitivos, Rogers recurre a un argumento sobre el "riesgo de convertibilidad". Es decir, argumenta que un número significativo de depositantes previeron (correctamente) una fractura en la convertibilidad íntegra entre los mexdólares y los dólares reales y precipitaron, de este modo, una serie inesperada de retiros de las cuentas en mexdólares. De hecho, el recorte en los depósitos en mexdólares durante los meses anteriores a la caída de la convertibilidad es asombroso. Sin embargo, aunque los resultados de Rogers son congruentes con el argumento de la convertibilidad, no ofrece pruebas estadísticas que aislen, como causa de sus resultados contraintuitivos, los problemas de convertibilidad.

Siguiendo otra dirección en la literatura sobre sustitución de divisas y dolarización, Calvo y Végh (1992) ofrecen argumentos que a primera vista pueden no parecer relacionarse directamente con el trabajo de Rogers. En una discusión sobre los problemas que puede tener una economía con dolarización total —en la cual, como en el caso de Panamá, un país simplemente usa como propia la moneda de otro— Calvo y Végh (1992) señalan que el sistema se vería forzado a operar sin un acreedor de último recurso. Calvo y Végh argumentan que esta observación resulta de especial importancia si la dolarización se instituye para resolver un problema de inflación persistentemente alta, como claramente ocurrió en varios países latinoamericanos a fines de la década de los setenta. Supongamos que el desequilibrio fiscal que motivó que el gobierno provocara inflación no se elimina al mismo tiempo que se adopta la dolarización. Entonces los bancos se verán presionados a prestarle al gobierno y a empresas que con anterioridad eran beneficiarias de los productos de la creación de dinero inflacionario. Como resultado, "la calidad de la cartera de préstamos de los bancos nacionales tenderá a ser mala de acuerdo con las normas internacionales,

con situación que podrá producir demandas excesivas sobre los bancos y un colapso del sistema financiero". (Calvo y Végh, 1992, p. 7.)

Aunque Calvo y Végh no discuten este tema, algunas situaciones con características similares a su escenario de dolarización total pueden ocurrir en el contexto de una dolarización no total. Estas situaciones podrían no sólo iniciar la fuga contraintuitiva de mexdólares que describe Rogers, sino que su consideración podría permitir que se identificara con pruebas econométricas el proceso que generó esta fuga.

Supóngase, por ejemplo, que un desequilibrio fiscal subyacente sale a la luz en una época en que las cuentas bancarias denominadas en dólares son legales, o que en ese momento se presenta un choque negativo al sector de exportación. Al igual que en la situación anterior, se deteriora la calidad de la cartera de préstamos de los bancos nacionales. Aumentan las probabilidades de insolvencia y es posible que se recurra al banco central para que actúe como acreedor de último recurso. A diferencia del caso que presentan en su paradigma Calvo y Végh (1992), el banco central sí puede actuar como acreedor porque la dolarización no es total.

Aún así, surge una semejanza con el paradigma de Calvo y Végh (1992) siempre que se emite en México tanto deuda denominada en pesos así como deuda denominada en dólares y la deuda denominada en dólares se extiende con el respaldo de los depósitos en mexdólares. El banco central puede actuar como acreedor de último recurso para respaldar los depósitos denominados en pesos siempre que pueda imprimir pesos, pero sólo puede actuar como acreedor de último recurso para respaldar los mexdólares si tiene reservas en dólares.

Como resultado, el proceso que identifica Rogers puede pormenorizarse como sigue: si la prima sobre los pesos a futuro se eleva a causa de un aumento en las expectativas de devaluación, los depositantes recurrirán más a los mexdólares, porque los activos denominados en dólares se aprecian en términos de pesos inmediatamente después de una devaluación, siempre y cuando todas las demás circunstancias permanezcan iguales. Sin embargo, las demás circunstancias no son iguales. Los deterioros en la calidad de los préstamos en los bancos comerciales generan inquietud sobre lo que Rogers identifica como riesgo de convertibilidad.

Estos deterioros sugieren que los dólares suficientes para compensar a los depositantes inquietos podrían no hacerse presentes en forma de pagos de los prestatarios. Puesto que no están fluyendo dólares hacia los negocios, tampoco el banco central estará acumulando

reservas. Como resultado, los agentes que desean poseer dólares expresan sus deseos a través de otros instrumentos financieros en lugar de los depósitos en mexdólares, o bien mantienen dólares en efectivo. Es decir, puede esperarse que el crecimiento en la proporción de préstamos vencidos desaliente la demanda de mexdólares. Por el contrario, puesto que el banco central puede continuar en su papel de acreedor de último recurso para los depósitos en moneda nacional, un aumento en la proporción de préstamos vencidos no debe afectar de manera negativa el nivel real de depósitos en pesos.

Si esta modificación del paradigma de Calvo y Végh (1992) caracteriza con exactitud el proceso que da lugar a los resultados de Rogers (1992a y 1992), entonces la inserción de una medida de la calidad de los préstamos bancarios en las ecuaciones de demanda de mexdólares de Rogers no sólo debería arrojar resultados significativos, sino que el coeficiente contraintuitivo de la variable de las expectativas de devaluación debería entonces adquirir el signo convencional. No obstante, la inclusión de una medida de la calidad de los préstamos bancarios en una ecuación similar de la demanda de dinero, pero referida a depósitos denominados en pesos, *no* debería mostrar que una proporción creciente de préstamos vencidos desalienta la demanda de depósitos en pesos.

Encontramos que la inserción de una medida de la calidad de los préstamos bancarios en el modelo de dolarización de Rogers arroja un resultado congruente con los argumentos que se acaban de presentar. Cuando la variable del lado izquierdo es el valor real de los depósitos en mexdólares en el sistema bancario mexicano, la inserción de una razón entre la cartera vencida y la cartera total como variable del lado derecho adquiere el signo negativo esperado y —en contraste con los resultados de Rogers— la prima a futuro adquiere el signo positivo que se espera convencionalmente. Además, en una ecuación que caracteriza la demanda de cuentas en pesos, la proporción de cartera vencida (como variable del lado derecho) adopta un signo positivo.

Justificación desde un marco de optimización

El siguiente modelo es una variante de Calvo y Végh (1991). Los consumidores maximizan el consumo en un horizonte infinito en el consumo de un bien comerciable y no comerciable

$$\int_0^{\infty} e^{-\beta t} u(c_t^T, c_t^{NT}) dt. \quad (1)$$

Sea $e = EP^T/P$ o el tipo de cambio real, $m = M/EP^T$ o los montos reales de depósitos en moneda nacional expresados en precios en moneda extranjera de bienes comerciables y $f = F/P^T$ o los montos reales de depósitos en moneda extranjera, donde E es el tipo de cambio nominal, P es el precio nacional de los bienes no comerciables, P^T es el precio en el extranjero de los bienes comerciables, M es la cantidad nominal de depósitos en moneda nacional de los residentes nacionales y F es la cantidad de depósitos en moneda extranjera de los residentes nacionales.

La primera restricción se refiere a la liquidez por adelantado. Suponemos que los servicios de liquidez se producen de acuerdo con una función de producción homogénea de primer grado en m y f .

$$C_t^T + \frac{C_t^{NT}}{e_t} \leq l(m_t, (1-\Theta)f_t), \quad l_1, l_2 > 0, l_{11}, l_{22} < 0, l_{12}, l_{21} > 0, \quad (2)$$

donde Θ es la proporción de préstamos vencidos en el total de préstamos. Aquí suponemos, con fines de simplificación, que el banco central respalda totalmente los depósitos en pesos, pero no garantiza en absoluto los depósitos en dólares. $(1-\Theta)$ es la proporción de depósitos en dólares que los individuos esperan rescatar en cualquier punto temporal.

La segunda restricción define la reserva de activos disponible en cualquier punto en el tiempo a_t . Suponemos que los individuos solamente poseen depósitos en moneda extranjera y nacional.

$$a_t = m_t + (1-\Theta)f_t.$$

Por último, la restricción del presupuesto intertemporal es

$$a_0 + \int_0^{\infty} e^{-rt} \left(\left(\frac{y_t^{NT}}{e_t} \right) + y_t^T - \left(\frac{c_t^{NT}}{e_t} \right) - c_t^T - \varepsilon m_t - \Theta f_t \right) dt = 0, \quad (4)$$

donde ε es la tasa (esperada) de depreciación nominal de la moneda nacional.

Al maximizar la ecuación (1) sujetándola a las ecuaciones (2) y (4) en el consumo de bienes comerciables y no comerciables, y los montos de las cuentas en moneda nacional y extranjera, (suponiendo $r = \beta$) se obtienen las siguientes condiciones de primer orden:

$$\frac{1}{c_t^T} - \lambda_1 + \lambda_2 = 0 \quad (5)$$

$$\frac{1}{c_t^{NT}} - \frac{\lambda_1}{e_t} + \frac{\lambda_2}{e_t} = 0 \quad (6)$$

$$-\lambda_1 \varepsilon - \lambda_2 l_1 = 0 \quad (7)$$

$$-\lambda_1 \Theta - \lambda_2 (1 - \Theta) l_2 = 0 \quad (8)$$

además de las restricciones (2) y (4). En este caso, λ_1 es el multiplicador de Lagrange asociado con la restricción (4) y λ_2 es el multiplicador de Lagrange asociado con la restricción (2).

Podemos combinar las ecuaciones (5) a (8) para generar las siguientes relaciones:

$$\frac{1}{c_t^T} = \lambda_1 \left[1 + \frac{\varepsilon}{l_1} \right] \quad (9)$$

$$\frac{c_t^{NT}}{c_t^T} = e_t \quad (10)$$

$$\frac{(1 - \Theta)\varepsilon}{\Theta} = \frac{l_1}{l_2} \quad (11)$$

La ecuación (9) muestra que los consumidores equiparan la utilidad marginal del consumo de bienes comerciables con el precio sombra de la riqueza multiplicado por una medida del precio de los bienes comerciables (Calvo y Végh, 1991, p. 14). Este precio tiene dos componentes: el precio monetario (= 1) más el costo de producir servicios de liquidez para adquirir una unidad del bien (= ε/l_1). En la ecuación (10) los consumidores equiparan la tasa marginal de sustitución en el con-

sumo entre bienes comerciables y no comerciables con el precio relativo de los bienes comerciables. En Calvo y Végh (1991 y 1992) se discuten más ampliamente las propiedades de los resultados normales de los modelos de optimización.

No obstante, el resultado relevante para nuestros propósitos se encuentra en la ecuación (11). Esta ecuación expresa que los consumidores equiparan la tasa marginal de transformación en los servicios de liquidez con el precio relativo de cada una de las monedas, ajustado para la tasa de insolvencia del sistema bancario. Si derivamos la ecuación (11) respecto a Θ obtenemos:

$$\frac{\partial m}{\partial \Theta} = - \frac{\left[\frac{\varepsilon l_2^2}{\Theta^2} + f_t(l_{22}l_1 - l_{12}l_2) \right]}{[l_{11}l_2 - l_{12}l_1]} \quad (12)$$

$$\frac{\partial f}{\partial \Theta} = - \frac{\left[\frac{\varepsilon l_2^2}{\Theta^2} + f_t(l_{22}l_1 - l_{12}l_2) \right]}{(1 - \Theta)[l_{12}l_2 - l_{22}l_1]} \quad (13)$$

Los incrementos en la insolvencia percibida del sistema bancario no tienen un efecto inequívoco sobre la demanda de depósitos en las monedas nacional y extranjera. Sin embargo, se deben tener en mente dos consideraciones derivadas de las ecuaciones (12) y (13). La primera es que el efecto de un incremento en la insolvencia sobre la demanda de pesos siempre es opuesto al que se da en esta última. Matemáticamente, esto se deriva del hecho de que los numeradores de las ecuaciones (12) y (13) son iguales, en tanto que los denominadores, tienen signos opuestos. Es decir, el denominador de la ecuación (12) es negativo en todos los casos y el denominador de la ecuación (13) es positivo en todos los casos. En segundo lugar, si el efecto directo sobre la liquidez de un aumento en la insolvencia —el primer elemento del numerador— domina los efectos secundarios sobre la liquidez —el segundo término—, los individuos cambiarán sus depósitos en moneda extranjera por depósitos en moneda nacional, si se presenta un deterioro en la solvencia del sistema bancario. Consideramos que este resultado es el más plausible.

Si derivamos la ecuación (11) respecto a ε obtenemos los resultados usuales de que un aumento en la devaluación esperada ocasiona una

reducción de los montos de los depósitos en moneda nacional y aumenta los de los depósitos en moneda extranjera. En este caso, el denominador de la ecuación (14) tiene un valor negativo, mientras que el denominador de la ecuación (15) es positivo.

$$\frac{\partial m}{\partial \varepsilon} = \frac{(1-\Theta)}{\Theta} \frac{l_2^2}{[l_{11}l_2 - l_{21}l_1]} < 0 \quad (14)$$

$$\frac{\partial f}{\partial \varepsilon} = \frac{l_2^2}{\Theta[l_{12}l_2 - l_{22}l_1]} > 0. \quad (15)$$

Obsérvese que los incrementos en la insolvencia aumentan la sensibilidad de la demanda de activos ante los cambios en la devaluación esperada. Por supuesto que para explorar todas las implicaciones de esta especificación tendríamos que construir un modelo del sector bancario, el banco central y el gobierno para determinar Θ en forma endógena. No obstante, esto rebasaría los propósitos de este artículo y se dejará para otras investigaciones.

Una especificación econométrica

El modelo de la demanda monetaria que estimamos se basa en los de Cuddington (1983), Branson y Henderson (1985), y Rogers (1992b) y obedece al marco de optimización que describimos antes. Suponemos que todos los activos de los individuos son sustitutos imperfectos. Los residentes nacionales pueden tener varios activos, incluyendo moneda nacional y extranjera, cuentas denominadas en moneda nacional y extranjera en el sistema bancario nacional, bonos nacionales denominados en moneda nacional y extranjera, bonos y depósitos extranjeros. Nuevamente, nos concentramos en la demanda de cuentas bancarias establecidas por el sistema bancario mexicano en moneda nacional (peso) y en dólares (mexdólares).

La demanda de saldos en pesos reales adopta la siguiente forma:¹

¹ Estas formulaciones incluyen varias suposiciones implícitas. Véase en Rogers (1992b) una exposición que parte de un conjunto completo de relaciones en los saldos de la cartera.

$$\frac{M}{P} = m(\varepsilon, i, i_{mx} + \varepsilon, i^* + \varepsilon, y, f_1(\Theta))$$

$$m_1 < 0, \quad m_2 < 0, \quad m_3 < 0, \quad m_4 < 0, \quad m_5 > 0, \quad m_6 > 0 \quad (16)$$

$$g'_1 > 0, \quad m_6 g'_1 > 0,$$

donde M es el valor de los depósitos en pesos a la vista (que no devengan intereses), P es el nivel de precios, i es la tasa de los Certificados de la Tesorería (Cetes) mexicanos a 90 días, i_{mx} es la tasa de intereses en dólares a tres meses de las cuentas en mexdólares (que se supone igual a cero), ε es la tasa esperada de devaluación, i^* es la tasa sobre los Bonos de la Tesorería Estadunidense a tres meses, y es la producción industrial en México, Θ es la razón entre préstamos vencidos y préstamos totales en el sistema bancario mexicano, y $g_1(\Theta)$ es una función que traduce la razón de préstamos vencidos en percepciones individuales sobre la proporción del capital que se recuperará en caso de un problema de insolvencia sistémica en el sistema bancario. El signo de esta función para los depósitos en pesos es indeterminado; es una variable seleccionada cuyo valor se establece por la disponibilidad del Banco de México para garantizar los depósitos en pesos. Subyace a esta función un juego entre los bancos y el Banco de México que incluye serios problemas de congruencia temporal. Aunque durante este periodo México no contaba con un esquema de garantía de depósitos, la fuerza de la incongruencia temporal de no respaldar los depósitos en pesos probablemente haría que el signo de g'_1 fuera positivo. Suponemos que es éste el caso.

La demanda de depósitos en mexdólares reales es:

$$\frac{EM^*}{P} = m^*(\varepsilon, i, i_{mx} + \varepsilon, i^* + \varepsilon, y, g_2(\Theta))$$

$$m_1^* < 0, \quad m_2^* < 0, \quad m_3^* > 0, \quad m_4^* < 0, \quad m_5^* > 0, \quad m_6^* > 0 \quad (17)$$

$$g_2 < 0, \quad m_6^* g'_2 < 0,$$

donde M^* son los saldos de mexdólares en dólares y E es el tipo de cambio (pesos/dólares).

Se supone que la derivada del porcentaje esperado de capital que se recuperará, de darse una crisis bancaria para los mexdólares, g'_2 , es negativa, en contraste con la de los depósitos en pesos. El Banco de México puede actuar completamente como acreedor de último recurso en el caso de los pesos porque puede crear pesos. Pero el Banco de México no puede crear dólares y su capacidad para respaldar los mexdólares en caso de una crisis financiera depende de sus reservas en dólares y de su capacidad de acumularlos mediante políticas cambiarias y monetarias.

Una formulación semilogarítmica de estas dos ecuaciones es:

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right) = a_1\varepsilon + a_2i + a_3\ln(y) + a_4\Theta \quad (18)$$

$$\ln\left(\frac{EM^*}{P}\right) = b_1\varepsilon + b_2i + b_3\ln(y) + b_4\Theta. \quad (19)$$

La mayoría de los estudios toman la diferencia entre las ecuaciones (18) y (19) y estiman la siguiente ecuación:

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right) - \ln\left(\frac{EM^*}{P}\right) = (a_1 - b_1)\varepsilon + (a_2 - b_2)i + (a_3 - b_3)\ln(y) + (a_4 - b_4)\Theta. \quad (20)$$

Si estimamos la ecuación (20) en lugar de las ecuaciones (18) y (19) no podríamos identificar los efectos independientes de los problemas bancarios sistémicos sobre la demanda de cada uno de estos activos. Por ende, estimaremos las ecuaciones (18) y (19) utilizando un marco de cointegración con corrección de errores. Por lo tanto, primero probamos los órdenes de integración y cointegración y después los determinantes de largo y corto plazo de la demanda de cada uno de estos activos.²

² No hemos incluido en las estimaciones la tasa de interés extranjera, i^* . Su exclusión no cambia los resultados de manera significativa.

Integración y cointegración: la demanda de pesos reales y mexdólares

Los datos cubren de enero de 1978 a octubre de 1985, la apertura y el cierre de negociaciones en pesos a futuro en Nueva York, y se refieren a M , P , i , y , ε , E y M^* medidos en logaritmos. Estos datos provienen de los *Indicadores económicos* del Banco de México. La depreciación esperada, ε , se mide como la diferencia porcentual entre la tasa a futuro a tres meses de pesos en Nueva York y la tasa inmediata. La proporción de la cartera vencida en la cartera total del sistema bancario mexicano se calculó con datos del *Boletín Estadístico* de la Comisión Nacional Bancaria.³

Las pruebas de Dickey-Fuller aumentadas sobre los niveles y primeras diferencias de los datos aparecen en el cuadro 1 con tendencias. Todas las series contienen una raíz unitaria, pero son estacionarias después de la primera diferenciación.

El hecho de que las series sean variables endógenas e I(1) implica que para que se mantenga el equilibrio en los mercados de pesos y mexdólares, tanto los pesos reales como los mexdólares se deben cointegrar con las variables del lado derecho de las ecuaciones (3) y (4).⁴ La relación de largo plazo corresponde a la(s) relación(es) de cointegración, mientras que la dinámica de corto plazo devuelve las variables a la relación de largo plazo después de algún tipo de choque. La forma natural de estimar la dinámica es identificando los vectores de cointegración y después estimando la dinámica de corto plazo en una especificación con corrección de errores (Engle y Granger, 1987).

Utilizamos la técnica de máxima verosimilitud de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990). Esta técnica implica estimar la siguiente representación de corrección de errores de la serie de tiempo X_t del vector $(px1)$.

$$\Delta X_t = \alpha\beta'X_{t-k-1} + \Gamma_1(L)\Delta X_{t-1} + \Gamma_2(L)\Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1}(L)\Delta X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t, \quad (21)$$

³ A causa de un cambio contable en 1983, en el cálculo que sigue se utiliza una variable ficticia para controlar el cambio único en la medida de los préstamos vencidos.

⁴ Las especificaciones estructurales a escala completa de un modelo de la economía en su totalidad podrían implicar que existe más de una relación de cointegración.

Cuadro 1. México: pruebas de una raíz unitaria y tendencia temporal 1986:3-1990:2

<i>a. Hipótesis nula: la variable tiene una raíz unitaria</i>	
<i>Variable</i>	<i>Prueba de Dickey-Fuller aumentada^a</i>
	<i>Prueba Rho</i>
	<i>Con tendencia temporal</i>
ln(M/P)	-7.91
ln(EM*/P) ^b	-13.97
ε ^b	-17.90
i	-8.24
ln(y)	-7.99
Θ ^b	-1.825
<hr/>	
Δln(M/P)	-52.86***
Δln(EM*/P) ^b	-44.03***
Δε ^b	-167.25***
Δi	-61.59***
Δln(y) ^b	-89.59***
ΔΘ ^b	-227.34***

Notas: ^a Se utilizaron cuatro intervalos para los niveles y dos intervalos para los cambios en estas pruebas de estacionariedad para todas las variables. La estructura de los intervalos se eligió agregando intervalos hasta que la estadística $Q(21)$ no rechazara la hipótesis nula de residuos autocorrelacionados. Los resultados de las pruebas no fueron sensibles a la duración de los intervalos elegida.

^b La variable viola significativamente la suposición de normalidad ya sea por sesgo o kurtosis utilizando las pruebas desarrolladas en Jarque y Bera (1980).

*** Significa rechazo de H_0 a un nivel de significancia de 1 por ciento.

donde β' es el vector de cointegración, α es el coeficiente de corrección de errores, μ es una tendencia y la Γ_i describe la dinámica de corto plazo del sistema.

En esta sección nos concentramos en identificar las relaciones de cointegración de largo plazo y dejamos la estimación de la dinámica de corto plazo para la siguiente sección. Veamos que el vector de cointegración β' se obtiene resolviendo el siguiente problema de eigenvalor:

$$|\lambda S_{kk} - S_{ko} S_{oo}^{-1} S_{ok}| = 0, \quad (22)$$

donde S_{ij} son las matrices de momento de los residuos de las regresiones MCO de ΔX_t y X_{t-k} sobre ΔX_{t-j} , $i = 0$, y k y $j = 1, \dots, k-1$. La β' estimada corresponde a la matriz de eigenvectores mientras que los eigenvalores (máximos) y su suma, es decir, la traza, se utilizan para probar el rango de la matriz $\Pi = \alpha\beta'$. El rango de Π corresponde al número de vectores de cointegración independiente, r . Obsérvese que si $\text{Rango}(\Pi) = r = p$, cualquier vector es un vector de cointegración, porque la serie original X_t es estacionaria. Si $\text{Rango}(\Pi) = r < p$, entonces la serie es $I(1)$ y existen r vectores de cointegración. Si $\text{Rango}(\Pi) = r = 0$, no existen vectores de cointegración y una VAR basada únicamente en las primeras diferencias describe toda la dinámica del sistema.

En los cuadros 2 y 3 se presentan pruebas del número de vectores de cointegración tanto para la demanda de depósitos en pesos reales como para la demanda de mexdólares reales. Las pruebas de traza muestran por lo menos dos vectores de cointegración para la demanda de pesos reales y por lo menos tres vectores de cointegración para la demanda de mexdólares reales, mientras que las pruebas de eigenvalor máximo muestran dos vectores de cointegración para la demanda de pesos reales y tres para la demanda de mexdólares reales.

Estos cuadros también señalan las estimaciones de punto de los componentes de β' y α para el mayor valor propio y utilizan pruebas de razón de verosimilitud para detectar si son significativamente distintos de cero. Todos los coeficientes de las β son significativamente diferentes de cero, mientras que todas las α son significativamente diferentes de cero excepto, quizá, la α de la ecuación de pesos reales ($0.05 < \text{valor } p < 0.1$).

Las relaciones de largo plazo estimadas son las siguientes:

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right) = -88.31\varepsilon - 8.57i - 0.53\ln(y) + 0.24\Theta \quad (23)$$

$$\ln\left(\frac{EM^*}{P}\right) = 94.55\varepsilon + 0.256i - 8.95\ln(y) - 1.38\Theta. \quad (24)$$

A largo plazo, un incremento en la proporción de cartera vencida aumenta la demanda de pesos reales y reduce la demanda de depósitos

Cuadro 2. México: prueba del número (r) de vectores de cointegración. Saldos en pesos reales, devaluación esperada, producción, tasas de interés, cartera vencida $[M/P, \varepsilon, \ln(y), i, \Theta]$

Pruebas de traza	$H_0:r = 0$ $H_1:r = 5$	$H_0:r = 1$ $H_1:r = 5$	$H_0:r = 2$ $H_1:r = 5$	$H_0:r = 3$ $H_1:r = 5$	$H_0:r = 4$ $H_1:r = 5$
Estadística de la prueba	99.23***	58.53***	29.884	14.144	0.003
Eigenvalor máximo	$H_0:r = 0$ $H_1:r = 1$	$H_0:r = 1$ $H_1:r = 2$	$H_0:r = 2$ $H_1:r = 3$	$H_0:r = 3$ $H_1:r = 4$	$H_0:r = 4$ $H_1:r = 5$
Estadística de la prueba	40.70***	28.65**	18.74	14.14	0.003
Estimaciones irrestrictas	β_{peso}	β_ε	b_{iny}	β_i	β_Θ
	1.000***	88.31***	0.53***	8.567***	-0.24***
	$(\chi^2_{(4)} = 25.98)$	$(\chi^2_{(4)} = 27.61)$	$(\chi^2_{(4)} = 21.37)$	$(\chi^2_{(4)} = 20.20)$	$(\chi^2_{(4)} = 18.26)$
	α_{peso}	α_ε	α_{iny}	α_i	α_Θ
	-0.025*	-0.005***	-0.012***	0.005***	0.083***
	$(\chi^2_{(4)} = 8.565)$	$(\chi^2_{(4)} = 24.93)$	$(\chi^2_{(4)} = 23.50)$	$(\chi^2_{(4)} = 15.36)$	$(\chi^2_{(4)} = 18.29)$

Notas: ^a Se utilizaron cuatro intervalos en estas pruebas de estacionariedad. La estructura de los intervalos se eligió agregando intervalos hasta que la estadística $Q(12)$ no rechazara la hipótesis nula de residuos no autocorrelacionados.

* Significa rechazo de H_0 a un nivel de significancia de 10%; ** significa rechazo de H_0 a un nivel de significancia de 5%; *** significa rechazo de H_0 a un nivel de significancia de 1 por ciento.

Cuadro 3. México: prueba del número (r) de vectores de cointegración. Devaluación esperada en mexdólares reales, producción, tasas de interés, cartera vencida $[EM^*/P, \varepsilon, l(y), i, \Theta]$

Pruebas de traza	$H_0:r = 0$ $H_1:r = 5$	$H_0:r = 1$ $H_1:r = 5$	$H_0:r = 2$ $H_1:r = 5$	$H_0:r = 3$ $H_1:r = 5$	$H_0:r = 4$ $H_1:r = 5$
Estadística de la prueba	134.32***	76.252***	37.798**	9.961	0.865
Eigenvalor máximo	$H_0:r = 0$ $H_1:r = 1$	$H_0:r = 1$ $H_1:r = 2$	$H_0:r = 2$ $H_1:r = 3$	$H_0:r = 3$ $H_1:r = 4$	$H_0:r = 4$ $H_1:r = 5$
Estadística de la prueba	58.68***	38.454**	27.837**	9.096	0.865
Estimaciones irrestrictas	β_{maxd}	β_i	β_{iny}	β_i	β_Θ
	1.000***	-94.55***	8.95**	-0.256***	1.38***
	$(\chi^2_{(4)} = 26.90)$	$(\chi^2_{(4)} = 29.33)$	$(\chi^2_{(4)} = 10.44)$	$(\chi^2_{(4)} = 20.31)$	$(\chi^2_{(4)} = 33.154)$
	α_{maxd}	α_i	α_{iny}	α_i	α_Θ
	-0.073***	0.002***	-0.017***	-0.014***	0.176***
	$(\chi^2_{(4)} = 13.70)$	$(\chi^2_{(4)} = 16.98)$	$(\chi^2_{(4)} = 20.72)$	$(\chi^2_{(4)} = 24.94)$	$(\chi^2_{(4)} = 28.46)$

Notas: ^a Se utilizaron seis intervalos en estas pruebas de estacionariedad. La estructura de los intervalos se eligió agregando intervalos hasta que la estadística $Q(12)$ no rechazara la hipótesis nula de residuos no autocorrelacionados.

** Significa rechazo de H_0 a un nivel de significancia de 5%; *** significa rechazo de H_0 a un nivel de significancia de 1 por ciento.

Cuadro 4. México: regresiones para el crecimiento de la demanda monetaria de pesos reales $\Delta \ln(M/P)^a$

Variable	Estimación de parámetros ^a	Variable	Estimación de parámetros ^a	Variable	Estimación de parámetros
Constante	-0.795*** (2.45)	EC_{-5}	-0.09*** (-2.72)	DJM(1983:1)	0.06 (0.128)
$\Delta \ln(M/P)_{-1}$	-0.60*** (-4.45)	$\Delta \epsilon_{-1}$	-5.52* (-1.43)	Δi_{-1}	-0.497 (-0.424)
$\Delta \ln(M/P)_{-2}$	-0.12 (-0.75)	$\Delta \epsilon_{-2}$	-3.08 (-0.82)	Δi_{-2}	0.95 (0.68)
$\Delta \ln(M/P)_{-3}$	-0.13 (-0.91)	$\Delta \epsilon_{-3}$	-0.357 (0.113)	Δi_{-3}	0.30 (0.205)
$\Delta \ln(M/P)_{-4}$	-0.04 (-0.42)	$\Delta \epsilon_{-4}$	-4.38 (0.99)	Δi_{-4}	2.12* (1.31)
$\Delta \ln(y)_{-1}$	-0.82 (-0.82)	$\Delta \Theta_{-1}^{(b)}$	0.21*** (5.05)		
$\Delta \ln(y)_{-2}$	-0.55 (-0.44)	$\Delta \Theta_{-2}^{(b)}$	0.04 (0.87)		
$\Delta \ln(y)_{-3}$	-1.62* (1.33)	$\Delta \Theta_{-3}^{(b)}$	0.085** (1.735)	$Q_{(21)}$	14.1
$\Delta \ln(y)_{-4}$	0.95*** (0.98)	$\Delta \Theta_{-4}^{(b)}$	0.10** (2.05)	R^2	0.868

Notas: ^a Las estadísticas *t* con 52 grados de libertad aparecen entre paréntesis bajo las estimaciones de parámetros.

* Significa rechazo de H_0 a un nivel de significancia de 10%; ** significa rechazo de H_0 a un nivel de significancia de 5%; *** significa rechazo de H_0 a un nivel de significancia de 1 por ciento.

en dólares reales, mientras que un incremento en la devaluación esperada reduce la demanda de pesos reales y aumenta la demanda de depósitos en dólares reales. Así, estos resultados explican la extraña conducta que descubrió Rogers (1992a y 1992b). Si se controlan los cambios en los préstamos vencidos se restablece la relación prevista entre la depreciación esperada y la demanda de depósitos en pesos reales y mexdólares.

Dinámica de corto plazo

En los cuadros 4 y 5 se presentan los resultados de las estimaciones con corrección de errores de ecuaciones únicas.⁵ Todos los coeficientes de las variables en cada una de las ecuaciones tienen los signos esperados, pero algunos no son significativamente distintos de cero. Por ejemplo, los cambios en las tasas de interés en pesos, Δi , son apenas marginalmente significativos en el cuarto intervalo, mientras que los cambios en la devaluación esperada, ϵ , no afectan significativamente la demanda de pesos reales.⁶

Por otro lado, los coeficientes centrales para nuestra hipótesis —los que corresponden a la razón de cartera vencida y cartera total en ambas ecuaciones de la demanda y la devaluación esperada en la demanda de mexdólares reales— difieren significativamente de cero y tienen los signos esperados. Los incrementos en la proporción de préstamos vencidos, si todas las demás circunstancias permanecen iguales, producen un incremento en la demanda de pesos reales y una baja en la demanda de mexdólares reales. Con mayor detalle argumentamos en la conclusión que esto refleja la diferencia en la dispo-

⁵ Puesto que todas las α son significativamente distintas de cero, ninguna de las variables es débilmente exógena, con excepción, probablemente, de los depósitos en pesos reales (Johansen, 1992a y 1992b, y Ericsson, 1992). A causa de la falta de suficiente exogeneidad débil, la estimación de los parámetros, en este caso solamente las α y Γ , en el contexto de una ecuación única producirá resultados ineficientes, pues los parámetros no están libres de variaciones. Sin embargo, estas estimaciones siguen siendo congruentes y los resultados están de acuerdo con los resultados de largo plazo que se señalaron anteriormente.

⁶ Calvo y Végh (1992, p. 18) y Thomas (1985) argumentan que en los mercados financieros razonablemente eficientes, los modelos de optimización implican una especificación que incluye o las tasas de interés extranjeras y nacionales o la devaluación esperada, pero no ambas. No quisimos hacer suposiciones *a priori* sobre la capacidad de los mexicanos de adquirir préstamos en pesos a un costo razonable. De ahí la especificación más general que hemos elegido. El hecho de que las tasas de interés no muestren una significancia importante en el corto plazo apoya hasta cierto punto la especificación de optimización para México.

Cuadro 5. México: regresiones para el crecimiento de la demanda monetaria de mexdólares reales $\Delta \ln(EM^*/P)$

Variable	Estimación de parámetros ^a	Variable	Estimación de parámetros ^a	Variable	Estimación de parámetros
Constante	0.27 (0.32)	EC_{-7}	-0.008 (-0.42)	DUM(1983:1)	-0.37 (-0.61)
$\Delta \ln(EM^*/P)_{-1}$	-0.35*** (-2.37)	$\Delta \varepsilon_{-1}$	16.7*** (3.44)	Δi_{-1}	1.86 (1.20)
$\Delta \ln(EM^*/P)_{-2}$	0.116 (0.76)	$\Delta \varepsilon_{-2}$	9.296* (1.60)	Δi_{-2}	-0.79 (-0.47)
$\Delta \ln(EM^*/P)_{-3}$	0.192 (1.27)	$\Delta \varepsilon_{-3}$	-4.25 (0.75)	Δi_{-3}	0.39 (0.21)
$\Delta \ln(EM^*/P)_{-4}$	0.098 (0.65)	$\Delta \varepsilon_{-4}$	4.43 (0.73)	Δi_{-4}	-4.47** (-1.755)
$\Delta \ln(EM^*/P)_{-5}$	-0.17 (-1.22)	$\Delta \varepsilon_{-5}$	12.24** (2.27)	Δi_{-5}	2.54 (0.94)
$\Delta \ln(EM^*/P)_{-6}$	-0.73 (-0.71)	$\Delta \varepsilon_{-6}$	4.19 (0.93)	Δi_{-6}	-0.43 (-0.17)
$\Delta \ln(y)_{-1}$	0.72 (0.52)	$\Delta \Theta_{-1}^{(b)}$	-0.249*** (-4.23)		
$\Delta \ln(y)_{-2}$	0.43 (0.299)	$\Delta \Theta_{-2}^{(b)}$	-0.02 (-0.25)		
$\Delta \ln(y)_{-3}$	0.87 (0.67)	$\Delta \Theta_{-3}^{(b)}$	-0.007 (-0.10)	$Q_{(21)}$	14.1
$\Delta \ln(y)_{-4}$	-2.43** (-1.755)	$\Delta \Theta_{-4}^{(b)}$	-0.004 (0.06)	R^2	0.805
$\Delta \ln(y)_{-5}$	0.84 (0.598)	$\Delta \Theta_{-5}^{(b)}$	0.058 (0.829)		
$\Delta \ln(y)_{-6}$	0.866 (0.71)	$\Delta \Theta_{-6}^{(b)}$	0.0175 (0.267)		

Notas: ^a Las estadísticas *t* con 42 grados de libertad aparecen entre paréntesis bajo las estimaciones de parámetros.

* Significa rechazo de H_0 a un nivel de significancia de 10%; ** significa rechazo de H_0 a un nivel de significancia de 5%; *** significa rechazo de H_0 a un nivel de significancia de 1 por ciento.

ción y la capacidad del Banco de México para respaldar estos activos como acreedor de último recurso. Además, los aumentos en las tasas esperadas de devaluación incrementan significativamente la demanda de cuentas en mexdólares reales en contraste con los resultados encontrados por Rogers (1992a y 1992b), pero de acuerdo con la mayoría de las teorías sobre la sustitución de divisas.

Conclusión

Planteamos la hipótesis de que la mecánica que subyace a la inquietud de los depositantes de mexdólares respecto al riesgo de convertibilidad (Rogers, 1992a y 1992b) puede implicar una versión modificada de la hipótesis del acreedor de último recurso de Calvo y Végh (1992). Mientras que la hipótesis de Calvo y Végh se refiere a regímenes donde opera una dolarización completa, la hipótesis modificada toma en cuenta los regímenes donde la moneda nacional sigue siendo el medio de intercambio legal, pero se fomentan los depósitos en mexdólares como forma de "resistencia contra la salida de capital en el corto plazo" (Rogers, 1992b, p. 188). En este caso, el banco central puede servir como acreedor de último recurso para las cuentas denominadas en pesos mientras pueda crear pesos. Pero el mismo banco central no puede crear dólares. Por ende, la capacidad del banco central de servir como acreedor de último recurso para cubrir las cuentas denominadas en dólares sólo existe mientras cuente con suficientes reservas de dólares para enfrentar el compromiso y mientras esté dispuesto a usarlas. Como resultado, podría esperarse que el deterioro creciente en la calidad de los préstamos bancarios mexicanos durante un periodo como el de finales de los años setenta y principios de los ochenta tuviera un efecto significativamente negativo en la demanda de cuentas en mexdólares, pero no en la demanda de cuentas denominadas en pesos. Estas últimas están cubiertas implícitamente por la función de acreedor de último recurso en pesos del banco central.

Si el papel del deterioro de la calidad de los préstamos se toma en cuenta en una ecuación que caracteriza la demanda de mexdólares en un periodo de este tipo, entonces una variable (en la misma ecuación) diseñada para capturar las expectativas de devaluación debe adquirir el signo positivo convencional. Es decir, si todas las demás circunstancias permanecen iguales, se puede esperar que los depositantes aumenten su demanda de mexdólares a medida que aumentan

las expectativas de devaluación. Si nuestra hipótesis del acreedor de último recurso modificada es correcta, añadir las consideraciones estadísticas del deterioro de la calidad de los préstamos debe equivaler a tomar en cuenta las consideraciones de las demás circunstancias. En suma, una especificación más completa de la ecuación de la demanda de mexdólares debería permitir que la ecuación capture las nociones comunes de la teoría de la dolarización.

Todas estas consideraciones se confirman en el modelo. Aunque nuestro modelo de mexdólares sigue la misma estructura que el de Rogers (exceptuando la adición de la variable de la calidad de los préstamos), y cubre el mismo periodo de observación que el suyo, la variable de las expectativas de devaluación en nuestra ecuación de la demanda de mexdólares adopta el signo positivo esperado, mientras que en el modelo de Rogers es negativa.

Además, el signo que adopta nuestra variable del deterioro en la calidad de los préstamos (cartera vencida entre cartera total) es negativo y significativo en la ecuación de la demanda de mexdólares, pero en realidad es positivo en la ecuación de la demanda de cuentas en pesos. Estos resultados son congruentes con la versión de la hipótesis del acreedor de último recurso que hemos planteado.

Los resultados también podrían elucidar otra anomalía que se observa en países con alta inflación y sustitución de divisas: en muchos casos, la dolarización aumenta después de que la inflación y los tipos de cambio se estabilizan.⁷ Según nuestro punto de vista, si la estabilización mejora la salud del sector bancario, la necesidad de que el banco central actúe como acreedor de último recurso también debe reducirse, lo que permite una expansión de las obligaciones en dólares. No es necesario aclarar que, al respecto, se requiere más trabajo teórico y empírico.

Esperamos, empero, que nuestro modelo haya enriquecido la comprensión de la mecánica que subyace al fenómeno del riesgo de convertibilidad que tan acertadamente caracterizó Rogers (1992a y 1992b). Esperamos también que este modelo haya ayudado a esclarecer algunas de las implicaciones que podrían tener la capacidad y el compromiso del banco central en el fenómeno de la dolarización.

⁷ Melvin y Ladman (1991), Melvin y Fenske (1992) y Clements y Schwartz (1992) documentan este fenómeno para Bolivia, y Rodríguez (1992) lo documenta para Argentina y Perú.

Referencias bibliográficas

- Branson, William y Dale Henderson (1985), "The Specification and Influence of Asset Markets", en Ronald Jones y Peter Kenen (eds.), *The Handbook of International Economics*, Amsterdam, North Holland.
- Bufman, Gil y Leonardo Leiderman (1992), "Simulation an Optimizing Model of Currency Substitution", *Revista de Análisis Económico*, vol. 7, núm. 1, pp. 109-124.
- Calvo, Guillermo A. y Carlos Végh (1991), "Credibility and the Dynamics of Stabilization Policy: A Basic Framework", Fondo Monetario Internacional, septiembre (mimeografiado).
- (1992), "Currency Substitution in Developing Countries: An Introduction", *Revista de Análisis Económico*, vol. 7, núm. 1, pp. 3-27.
- Clements, Benedict y Gerd Schwartz (1992), *Currency Substitution: The Recent Experience of Bolivia*, Fondo Monetario Internacional (Documento de Trabajo WP/92/65).
- Cuddington, John T. (1983), "Currency Substitution, Capital Mobility and Money Demand", *Journal of International Money and Finance*, vol. 2, pp. 111-133.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators of Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, núm. 366, pp. 427-431.
- Engle, Robert F. y C.W.J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, pp. 251-276.
- Ericsson, Neil (1992), "Cointegration, Exogeneity, and Policy Analysis: An Overview", *Journal of Policy Modeling*, vol. 14, núm. 3, pp. 251-280.
- Giovannini, Alberto y Bart Turtelboom (1992), *Currency Substitution*, NBER (Documento de Trabajo 4232), diciembre.
- Hoffman, Dennis L. y Robert H. Rasche (1991), "Money Demand in the U.S. and Japan: Is there Evidence of Stability in the Postwar Data?", Arizona State University (mimeografiado).
- Jarque, C.M. y Anil K. Bera (1980), "Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity, and Serial Dependence of Regression Residuals", *Economics Letters*, núm. 6, pp. 255-259.
- Johansen, Soren (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, núms. 2 y 3, pp. 231-254.
- (1992a), "Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in UK Money Demand Data", *Journal of Policy Modeling*, vol. 14, núm. 3, pp. 313-334.
- (1992b), "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis", *Journal of Econometrics*, núm. 52, pp. 389-402.
- Johansen, Soren y Katarina Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estima-

- tion and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, núm. 2, pp. 169-209.
- Melvin, Michael y Jerry Ladman (1991), "Coca Dollars and the Dollarization of South America", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 23, núm. 4, pp. 752-763.
- Melvin, Michael y Kurt Fenske (1992), "Dollarization and Monetary Reform: Evidence from the Cochabamba Region of Bolivia", *Revista de Análisis Económico*, vol. 7, núm. 1, pp. 125-138.
- Rodríguez, Carlos A. (1992), *Money and Credit under Currency Substitution*, Fondo Monetario Internacional (Documento de Trabajo WP/92/99), noviembre.
- Rogers, John H. (1992a), "The Currency Substitution Hypothesis and Relative Money Demand in Mexico and Canada", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 24, núm. 3, pp. 300-318.
- Rogers, John H. (1992b), "Convertibility Risk and Dollarization in Mexico: A Vector Autoregressive Analysis", *Journal of International Money and Finance*, vol. 11, núm. 1, pp. 188-207.
- Rojas-Suárez, Liliana (1992), "Currency Substitution and Inflation in Peru", *Revista de Análisis Económico*, vol. 7, núm. 1, pp. 153-176.
- Savastano, Miguel A. (1992), "The Pattern of Currency Substitution in Latin America: An Overview", *Revista de Análisis Económico*, vol. 7, núm. 1, pp. 29-72.
- Thomas, Lee R. (1985), "Portfolio Theory and Currency Substitution", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 17, núm. 3, pp. 347-357.