

Dolarización financiera, el enfoque de portafolio y expectativas: Evidencia para América Latina (1995-2005)¹

Alan Sánchez²

alan.sanchez@economics.ox.ac.uk

1. Introducción

A fin de explicar la persistencia de la dolarización financiera en América Latina, un enfoque que ha ganado consenso en la literatura es el modelo de portafolio propuesto por Ize y Levi Yeyati (2003). Asumiendo que las tasas de interés real de los depósitos en moneda nacional y extranjera se igualan vía arbitraje, la hipótesis establece que los individuos eligen el porcentaje de depósitos en dólares que minimiza el riesgo (volatilidad relativa de la inflación respecto a la de la depreciación del tipo de cambio real). Así, el portafolio de varianza mínima (PVM) puede ser utilizado como un *benchmark* para predecir el nivel de dolarización. Un corolario importante de este enfoque es que la dolarización puede persistir en países donde la autoridad monetaria reduce la volatilidad de la inflación y de la depreciación del tipo de cambio real de manera simultánea. De ser este el caso, la volatilidad relativa puede mantenerse inalterada aún si las volatilidades absolutas son menores.

El enfoque de portafolio es una teoría plausible para explicar por qué los agentes económicos escogen la moneda extranjera como depósito de valor. Sin embargo, una característica importante que no ha sido modelada en la literatura empírica es el rol de las expectativas. Dado que el paradigma de portafolio se basa en la volatilidad esperada de la inflación con respecto a la volatilidad de la depreciación del tipo de cambio real, el resultado es sensible a los supuestos utilizados para la construcción de la matriz de varianzas y covarianzas. Un supuesto clave a nivel empírico es que los individuos tienen expectativas hacia-atrás (*backward-looking*) de manera que la matriz se construye con información histórica. Esto no significa que consideraciones hacia-adelante (*forward-looking*) no sean relevantes; es inevitable que exista un grado de incertidumbre que no puede ser develado. Sin embargo, dado que los agentes utilizan toda la información disponible para tomar decisiones, la información pasada es aún importante (excepto en los casos donde hay evidencia de un cambio de

¹ Este trabajo se presentó originalmente en la Universidad de Oxford (Junio, 2006). Agradezco los valiosos comentarios y sugerencias de Paúl Castillo y Vicente Tuesta. En particular, agradezco a Christopher Adam por comentar extensamente una versión preliminar de este trabajo. Como es usual, las opiniones aquí vertidas y cualquier error existente son responsabilidad del autor.

² Banco Central de Reserva del Perú y Universidad de Oxford.



régimen). Desde el punto de vista empírico, el supuesto de expectativas hacia-atrás es inevitable. Pero, ¿qué tan larga es la memoria de los agentes? ¿Qué importancia le dan a eventos pasados de alta volatilidad? En este documento se intenta demostrar que la estimación del PVM es sensible a estos aspectos. Estos resultados son importantes en términos de política monetaria: si para explicar la dolarización financiera es necesario dar una alta ponderación relativa a eventos de volatilidad distantes en el tiempo, esto significaría que la persistencia no es sólo un problema de bancos centrales dando un seguro gratuito a los agentes privados contra devaluaciones del tipo de cambio real, sino fundamentalmente un problema de credibilidad con un alto costo de recupro.

Partiendo de estas consideraciones, el objetivo de este documento es probar la relevancia empírica del enfoque de PVM utilizando información de 15 países de América Latina en el período 1995-2005. Considerando que este período se caracteriza por ser una etapa post-reforma durante la cual la mayoría de países de la región ha alcanzado estabilidad de precios, se utiliza diversas alternativas para medir la memoria de los agentes, mostrando que sucede cuando se pasa de casos donde los individuos tienen *memoria larga* a escenarios donde la *memoria corta* prevalece. Esto se hace cambiando la ponderación dada a las observaciones pasadas a través del uso de promedios móviles y rezagos distribuidos que decrecen exponencialmente con diferentes factores de decrecimiento. La capacidad explicativa del PVM es contrastada para América Latina como un todo, así como para dos grupos de países que pueden reaccionar de manera distinta: países altamente dolarizados y países con un régimen de metas explícitas de inflación. Asimismo, se verifica la posible existencia de efectos asimétricos, es decir, si el impacto de un cambio en la volatilidad relativa sobre el nivel de dolarización varía en función al signo del cambio.

Los resultados de esta investigación sugieren que la dolarización financiera en América Latina entre 1995 y 2005 puede ser parcialmente replicada por el PVM sólo si la volatilidad histórica se construye dando la misma ponderación a cada evento de volatilidad pasada, independientemente de qué tan distante en el tiempo se encuentre cada uno de estos eventos. Sin embargo, a medida que se reduce la importancia relativa de las observaciones más distantes, el PVM pierde capacidad predictiva. Este resultado controla por el nivel de inflación y apertura al comercio internacional. Para países que no están altamente dolarizados el PVM explica hasta un tercio de los cambios en la inflación observada, mientras que para el resto de países el impacto es estadísticamente significativo pero poco importante. Finalmente, se encuentra evidencia de que el impacto marginal de la volatilidad relativa es asimétrico para países AD, de tal manera que una reducción en la volatilidad relativa de la inflación no induce a una caída en el nivel de dolarización para este grupo de países, sugiriendo que una vez que una economía se dolariza, es muy difícil invertir el proceso (el cambio en las expectativas es permanente).

El documento se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se presenta un breve resumen del proceso de dolarización en América Latina. En la sección 3 y 4 se discuten aspectos teóricos, incluyendo una revisión de la literatura y una breve descripción del modelo utilizado, simplificado para la aplicación empírica. La sección 5 explica la metodología utilizada, con especial atención al tratamiento dado a los datos históricos. En la sección 6 se presentan los resultados de la aplicación empírica utilizando técnicas de datos de panel. La sección 7 concluye.



2. Algunos hechos estilizados de la dolarización en América Latina

Hasta antes de las reformas de la década del 90, América Latina se caracterizó por su inestabilidad monetaria y fiscal. Ocho de los once países que experimentaron períodos prolongados de alta inflación entre 1960 y 1990 están localizados en esta región³. El origen de este fenómeno estuvo estrechamente relacionado a la existencia de déficits fiscales persistentes e insostenibles financiados a través de emisión inorgánica, lo que trajo como consecuencia que la moneda nacional pierda su función como depósito de valor. Asimismo, en aquellos países afectados por inflación de tres dígitos (Bolivia, Perú, Argentina) la moneda nacional perdió su función como unidad de cuenta y medio de cambio.

A fin de evitar la desintermediación financiera, muchos países adaptaron su regulación para permitir transacciones financieras en moneda extranjera, típicamente el dólar americano. De esta manera, los costos de transacción relacionados al uso de dicha moneda extranjera se redujeron gradualmente (los sistemas de pago fueron adaptados). Para fines de la década del 80, el porcentaje de depósitos en dólares en Perú y Bolivia estaba por encima del 60 por ciento del total de depósitos. Además, muchos de estos países intentaron utilizar el tipo de cambio como un ancla nominal, pero a medida que los niveles de inflación alcanzaron sus picos más altos y dado que el origen de la crisis era inherentemente fiscal (con una política monetaria subordinada) la sobre-valoración de los tipos de cambio fijo se volvió insostenible. Entre 1980 y 1990, se registraron devaluaciones récord en Sudamérica y Centro América. Aún cuando la posibilidad de realizar depósitos en dólares americanos ayudo a evitar la desintermediación, la profundidad del sistema financiero se vio severamente afectada.

A inicios de la década del 90, la mayoría de países que fueron afectados por altos niveles de inflación llevaron a cabo una serie de reformas estructurales en el sector fiscal y monetario. Desde 1995, la inflación ha sido notablemente baja en la región. El cuadro 2.1 muestra un resumen de los tres regímenes involucrados. Una década de crisis (1980-1990) seguida de un período de estabilización (1991-1994, con la excepción notable de Brasil y Nicaragua) y un período post-reforma, desde 1995 hasta hoy.

³ Easterly et.al. (1995), citado por Savastano (1996).

**Cuadro 2.1****América Latina: Inflación mensual promedio**

	Promedio			Desviación Estándar		
	1980-1990	1991-1994	1995-2005	1980-1990	1991-1994	1995-2005
Sudamérica	6.91	4.35	0.92	10.69	2.75	1.03
Argentina	15.81	1.91	0.40	22.90	4.16	1.23
Bolivia	11.03	0.85	0.40	22.53	0.90	0.68
Brasil	13.33	22.84	0.69	13.02	12.44	0.60
Perú	15.28	3.79	0.38	36.66	3.15	0.45
Resto	2.27	2.36	1.22	1.97	1.15	1.22
Centro América y El Caribe	2.78	1.77	0.69	3.74	4.46	0.79
Nicaragua	19.79	8.41	0.74	28.16	38.16	0.95
Resto	1.08	1.11	0.68	1.30	1.09	0.78
México	4.12	0.96	1.07	2.73	0.66	1.16

Fuente: International Financial Statistics (IFS).

Aún cuando la inflación en América Latina ha sido controlada, los niveles de dolarización no han variado proporcionalmente. En particular, el porcentaje de depósitos en dólares se ha reducido ligeramente en Sudamérica desde 2001 y se ha incrementado en Centro América y El Caribe (véase cuadro 2.2 y Apéndice A con información detallada por países). Si bien en promedio la reducción de los niveles de dolarización en Sudamérica es relativamente pequeña, el caso de Perú destaca por ser el país con mayores avances en el proceso de desdolarización dentro del bloque de economías altamente dolarizadas (los pasivos del sistema bancario en dólares han pasado de 67 por ciento en 2001 a 55 por ciento en 2005⁴). Esta disminución gradual coincide con la adopción de un régimen de metas explícitas de inflación (2001).

Cuadro 2.2**América Latina: Dolarización Financiera**

	1995	2001	2005
Sudamérica	58.2	69.5	53.5
Argentina	57.1	73.5	10.2
Resto	58.4	68.6	62.1
Centro América y El Caribe	17.9	31.5	35.5
México	14.2	6.0	4.0

Fuente: IFS y Bancos Centrales

* La muestra no incluye países que han adoptado el dólar americano como moneda oficial (Ecuador, El Salvador y Panamá) y países donde los depósitos denominados en dólares no se permiten por regulación (Brasil, Colombia y Venezuela).

3. Revisión de la literatura

En la literatura, la persistencia de la dolarización se conoce como “histéresis”. Aunque dicho término no posee una definición única, el acercamiento más común es conceptualizar la histéresis como un problema de expectativas. De acuerdo a este argumento, un incremento temporal pero suficientemente

⁴ En el caso de las empresas bancarias, el porcentaje de pasivos en dólares se redujo de 78 por ciento en 2001 a 67 por ciento en 2005.

grande de la inflación puede llevar a un cambio de expectativas permanente. Si los agentes tienen *memoria larga* acerca de episodios pasados de alta volatilidad es improbable que se observe un proceso de desdolarización (Savastano, 1996). Otros autores han argumentado que la histéresis no es solamente un problema de expectativas. En el caso de la dolarización real, la persistencia puede ser explicada por la existencia de externalidades de red en el uso de la moneda extranjera (ver Uribe, 1997)⁵ mientras que en el caso de la sustitución de activos la elección puede ser explicada sobre la base de la teoría de portafolio (Ize y Levi Yeyati, 2003).

La idea principal del enfoque de portafolio es que, asumiendo que la condición de paridad de tasas de interés se cumple, la dolarización financiera es el resultado de un proceso de optimización donde depositantes y prestamistas aversos al riesgo eligen el porcentaje de depósitos en moneda extranjera que minimiza el riesgo. En este caso, riesgo se define como la volatilidad esperada de la inflación respecto a la de la depreciación del tipo de cambio real. Ize y Levi Yeyati muestran evidencia empírica que confirma que el PVM puede aproximar el nivel de dolarización de Argentina, Bolivia, México, Perú y Uruguay (1982-1995). En un trabajo con datos de corte transversal, De Nicolo et. al. (2003) muestran evidencia similar utilizando una muestra de 100 países -véase también Rennhack y Nozaki (2006)⁶.

Una de las críticas a este enfoque es el supuesto de paridad de tasas de interés como punto de partida. Este supuesto elimina la posibilidad de que la prima por riesgo -el diferencial de tasas de interés-, sea una fuente de explicación para la dolarización en sí misma. Por ejemplo, Winkelried y Castillo (2005) han modelado este diferencial, encontrando evidencia a favor de este enfoque para México, Perú, Uruguay y Polonia.

Dos limitaciones adicionales son que la política monetaria se asume exógena y el riesgo crediticio es cero (los préstamos son siempre pagados), lo cual no es del todo consistente con los hechos estilizados de la región. Un enfoque alternativo, el paradigma de riesgo crediticio, analiza las decisiones de agentes neutrales al riesgo poniendo énfasis en la posibilidad de incumplimiento de pago en el caso de devaluación (Ize y Broda, 2005). Cuando existe riesgo crediticio, la autoridad monetaria tiene incentivos a mantener un tipo de cambio controlado a fin de evitar la pérdida de bienestar ocasionada por los efectos de hoja de balance, lo que otorga incentivos a los agentes a mantener sus activos en dólares (Cowan y Do (2003), Jeanne (2002), Ize (2005), entre otros).

El enfoque de riesgo crediticio no contradice el paradigma de portafolio esencialmente. Las implicancias son las mismas. Si los agentes pueden aprender la verdadera política monetaria, la predicción del PVM se mantiene. Dado que hay evidencia de que los regímenes de tipo de cambio libre en América Latina son la excepción y no la regla (ver Calvo y Reinhart, 2002), se ha argumentado que el “temor a flotar” puede explicar la histéresis sin necesidad de cambios permanentes

⁵ Cuando ocurre un incremento en el nivel de inflación, las externalidades de red permiten una reducción en el costo marginal privado de comprar bienes con moneda extranjera. Cuando esto sucede, la moneda extranjera puede continuar siendo utilizada como medio de cambio aún si el incremento en la inflación esperada fue temporal.

⁶ Rennhack y Nozaki utilizan la base de datos de De Nicolo et. al. para estimar un modelo de datos de panel para el período 1990-2001 (observaciones anuales), encontrando que la capacidad predictiva del PVM se reduce de manera importante cuando el análisis es realizado a lo largo del tiempo y no solamente entre países.

en la inflación esperada. Todo lo que se necesita es un tipo de cambio real con baja volatilidad con respecto a la inflación.

4. Una descripción del modelo de portafolio

La estructura del modelo propuesto por Ize y Levi Yeyati es un sistema financiero con tres tipos de agentes: depositantes y prestamistas, ambos aversos al riesgo, y entidades bancarias neutrales que permiten la intermediación. Los autores estudian el caso en el cual los depositantes pueden escoger entre tres tipos de activos: depósitos domésticos en moneda nacional (D^H), depósitos domésticos en moneda extranjera (D^F) y depósitos fuera del país en moneda extranjera (D^C). El retorno real de cada tipo de activo se denota r^H , r^F and r^C , respectivamente. A su vez, se definen tres fuentes de riesgo: riesgo de tipo de cambio, riesgo de inflación y riesgo de confiscación. Naturalmente, el riesgo de inflación afecta a los depósitos en moneda nacional, el riesgo de tipo de cambio a los depósitos en moneda extranjera (domésticos y fuera del país) y el riesgo de confiscación afecta a los depósitos domésticos.

Para la presente aplicación, el esquema previo se simplifica, permitiendo solamente depósitos domésticos y eliminando la posibilidad de riesgo de confiscación. La razón práctica es que no hay información disponible sobre depósitos fuera del país para la muestra de países utilizada. Sin embargo, esto no limita el análisis por dos razones: (1) el riesgo de confiscación no es relevante para el período de estudio (1995-2005)⁷; y, más importante, (2) ambos modelos son equivalentes si se asume que el riesgo de confiscación es cero⁸. Por lo demás, el modelo es el mismo propuesto por Ize y Levi Yeyati. Por lo tanto, los depósitos domésticos en moneda nacional y extranjera, r^H y r^F (respectivamente) se definen como:

$$r_D = E(r_D^H) - \mu_\pi \quad (1)$$

$$r_F = E(r_F^H) + \mu_S \quad (2)$$

donde μ_π y μ_S denotan la perturbación relacionado a la inflación y el tipo de cambio real, respectivamente. Se asume que estas se distribuyen con media cero y varianza-covarianza S_{ij} . Las preferencias de los depositantes se caracterizan de acuerdo a una función de utilidad media-varianza.

$$U_D = E(r_D) - c_D \text{Var}(r_D) / 2 \quad (3)$$

donde r_D es el retorno real promedio del portafolio y c_D es el parámetro de aversión al riesgo ($c_D > 0$). x^H y x^F son los porcentajes de moneda nacional y moneda extranjera, de manera que:

⁷ La excepción a esta regla es Argentina. Este caso se discute en la sección 5.2.

⁸ Es trivial notar que, si el riesgo de confiscación es cero, la única diferencia entre los depósitos domésticos en moneda extranjera y los depósitos fuera del país (también en moneda extranjera) es el diferencial de tasas de interés. Asumiendo que existe arbitraje, la inclusión de depósitos fuera del país en el modelo se vuelve irrelevante.



$$r_D = x_F r_D^F + x_H r_D^H \quad (4)$$

donde, $x^F + x^H = 1$. Si x^H se expresa en términos de x^F y (4) se reemplaza en (3), el problema de optimización es maximizar (con respecto a x^F):

$$U_D = x_F E(r_F - r_H) + E(r_H) - c_D [x_F^2 \text{Var}(r_F - r_H) + \text{Var}(r_H) + 2x_F \text{Cov}(r_F - r_H, r_H)]/2 \quad (5)$$

Por lo tanto, el porcentaje óptimo de depósitos en moneda extranjera es:

$$x_F = \lambda = \frac{S_{\pi\pi} + S_{s\pi}}{S_{ss} + 2S_{s\pi} + S_{\pi\pi}} + \frac{E(r_F - r_H)}{c_D (S_{ss} + 2S_{s\pi} + S_{\pi\pi})} \quad (6)$$

El problema para los prestamistas refleja de manera inversa el problema para los depositantes. Es decir, los retornos reales entran a la función de utilidad con signo negativo.

$$U_L = -E(r_L) - c_L \text{Var}(r_L)/2 \quad (7)$$

Así, el porcentaje de préstamos en moneda extranjera se asemeja al resultado encontrado en (6), con el signo opuesto en el diferencial de tasas de interés (segundo término). En el caso de que la condición de paridad de tasas de interés se cumpla, el porcentaje de depósitos y préstamos en dólares es una función de la volatilidad de la inflación y el tipo de cambio real:

$$\lambda^* = \frac{S_{\pi\pi} + S_{s\pi}}{S_{\pi\pi} + 2S_{s\pi} + S_{ss}} \quad (8)$$

La definición (8) es el ratio de dolarización derivado del PVM propuesto por Ize y Levi Yeyati. El equilibrio del modelo se logra a través de la intermediación bancaria, la que permite igualar la oferta y demanda de fondos.

5. Metodología

5.1 Estimación de la volatilidad esperada: memoria corta versus memoria larga

La definición (8), λ^* , se basa en la volatilidad esperada. Aunque el supuesto de expectativas *hacia-trás* es inevitable en términos empíricos, el resultado es claramente condicional al tamaño de la

memoria utilizado para construir la matriz de varianzas y covarianzas y la ponderación dada a cada observación. Esta matriz puede denotarse como:

$$[SS] = \begin{bmatrix} S_{\pi\pi} & S_{s\pi} \\ S_{\pi s} & S_{ss} \end{bmatrix} \quad (9)$$

En la literatura empírica previa, (9) se estima utilizando (de manera implícita) un promedio ponderado simple de las observaciones históricas, por lo general con un horizonte de diez años, que puede denotarse como:

$$\sigma_{PS}^2 = \sum_{t=1}^T \left(\frac{1}{T} \right) \left(r_t - \bar{r} \right)^2 \quad (10)$$

La expresión para la covarianza es análoga.

$$\sigma_{12,PS}^2 = \sum_{t=1}^T \left(\frac{1}{T} \right) \left(r_{1t} - \bar{r}_1 \right) \left(r_{2t} - \bar{r}_2 \right) \quad (11)$$

En la literatura de optimización de portafolio un promedio simple es raramente utilizado para fines de pronóstico, ya que esto implica darle el mismo peso a todas las observaciones independientemente de qué tan distantes estén estas en el tiempo⁹. No es posible decir *a priori* si este es el método óptimo. El problema es de tipo empírico. De manera alternativa, nosotros estimamos la volatilidad histórica a partir de una ponderación aritmética (PA) y una ponderación exponencial (PE), definidas como (12) y (13), respectivamente.

$$\sigma_{PA}^2 = \sum_{t=1}^T \left(\frac{T-t-1}{T} \right) \left(r_t - \bar{r} \right)^2 \quad (12)$$

$$\sigma_{PE}^2 = \sum_{t=1}^T \left(\frac{\delta^{t-1}}{\sum_{j=1}^T \delta^{j-1}} \right) \left(r_t - \bar{r} \right)^2 \quad (13)$$

En (13), δ es el factor de decrecimiento y r_t es el retorno de un activo. La ponderación de cada observación decrece exponencialmente. En particular, mientras más cerca esté el factor a 1, se le da menos peso (relativo) a los datos más recientes¹⁰, y cuando $\delta = 1$, σ_{PE}^2 colapsa al promedio simple. El

⁹ Ver *Riskmetrics*, documento elaborado por J.P. Morgan.

¹⁰ Esto es sensible al tamaño de la muestra, pero aplica para estimaciones con más de 40 observaciones.

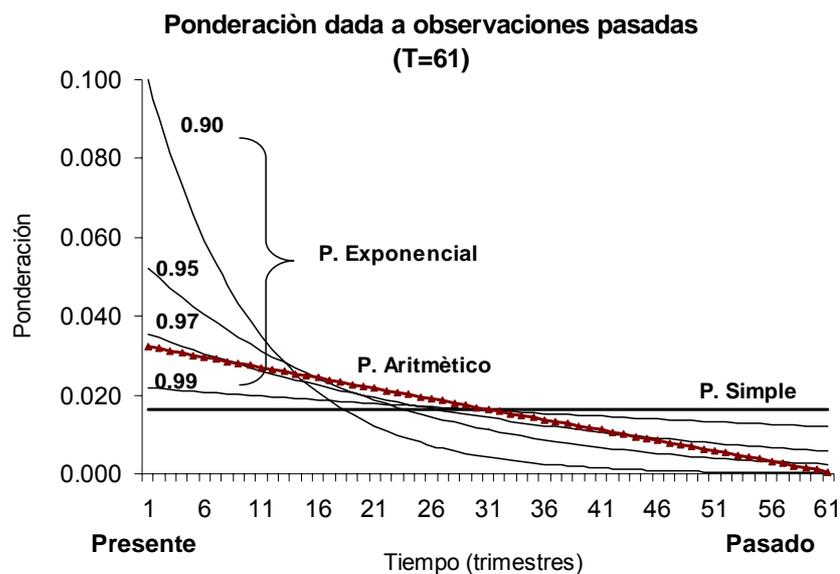
uso de un promedio exponencial es consistente con la definición de la varianza condicional en modelos GARCH. A medida que T se acerca a infinito y si el retorno promedio es cero, (13) se convierte en:

$$\sigma_{t+1|t}^2 = (1 - \delta) \sum_{i=1}^{\infty} \delta^i r_{t-i}^2 \quad (13a)$$

$$\sigma_{t+1|t}^2 = \delta \sigma_{t|t-1}^2 + (1 - \delta) r_t^2 \quad (13b)$$

El gráfico 5.1 compara la ponderación dada a datos históricos de acuerdo al promedio simple (PS), aritmético (PA), y con decrecimiento exponencial (PE), en este último caso con un rango de factores de decrecimiento entre 0.90 y 0.99. En la aplicación empírica de la sección 6 se utiliza un horizonte de 15 años de manera que T = 61 (observaciones trimestrales, en el gráfico 61 es la observación más lejana).

Gráfico 5.1

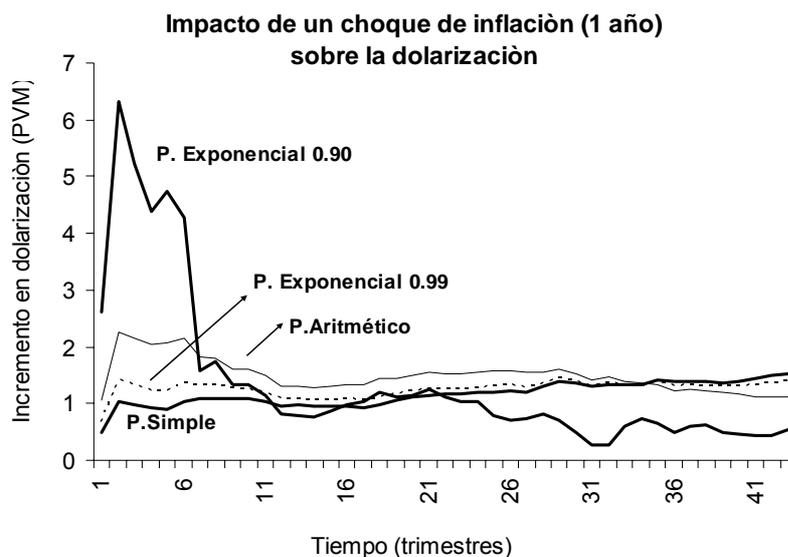


Si PE con un factor de 0.90 es un mejor predictor de la dolarización observada que PS, los datos agregados serían consistentes con expectativas de *memoria corta*, donde los depositantes optimizan sus portafolios dándole mayor importancia a la información reciente. De manera alternativa, si PS tiene una mejor performance que PE, esto implicaría que la volatilidad esperada es consistente con expectativas de *memoria larga*, donde los individuos le dan una mayor importancia relativa a eventos remotos. Así, el rango de estimaciones de 0.90 a 0.99 puede ser utilizado para crear un espectro con dos extremos: *memoria corta* y *memoria larga*.

Para ilustrar como funciona esta metodología, considérese un escenario base donde la inflación y la depreciación del tipo de cambio real siguen una distribución normal con $(\mu=0, \sigma=0.1)$ y $(\mu=0, \sigma=0.05)$,

respectivamente, durante un período de 25 años (equivalente al periodo 1980-2005)¹¹. Usando una ventana móvil de 15 años para estimar la matriz de varianzas y covarianzas, la dolarización para el escenario base se estima según (8) para los últimos 10 años. A continuación, se simula un choque de inflación de 0.5 d.s. de un año de duración. La diferencia entre ambos escenarios se reporta en el gráfico 5.2. Como se observa, PE con un factor de 0.90 tiene una reacción más pronunciada al inicio, pero su impacto se acerca a cero en el largo plazo. Por su parte, en el caso de PS el impacto de la dolarización es menor pero tiene un impacto de largo plazo.

Gráfico 5.2



La distinción entre memoria corta y larga es hecha para fines expositivos, pero es claramente una simplificación. Una característica implícita del promedio exponencial es que asume expectativas adaptativas^{12,13}. Sin embargo, la volatilidad esperada y la volatilidad histórica no están necesariamente relacionadas. Dado que es probable que los agentes tomen decisiones en función a expectativas *hacia adelante*, el supuesto de expectativas adaptativas tiene debilidades inherentes. La principal es que la información histórica es inútil en presencia de un cambio de régimen previsible. Individuos racionales utilizarán toda la información disponible a fin de evitar este tipo de errores. Esta es la clásica crítica de expectativas racionales. Esta limitación es reconocida, pero debido a que no hay mayores cambios de régimen en la muestra (ver sección 5.3) para el período de estudio, es improbable que estos factores jueguen un rol importante.

¹¹ Esto equivale a decir que el retorno esperado de los depósitos denominados en moneda nacional y en moneda extranjera es el mismo, de manera que sólo las consideraciones de riesgo importan.

¹² Las expectativas adaptativas pueden ser escritas en la forma de rezagos distribuidos con ponderación que decrece de manera exponencial (13a).

¹³ Si bien no se puede descartar el enfoque de *adaptive learning*, donde los individuos aprenden poco a poco a pronosticar variables económicas, (ver Evans y Honkapohja, 2001), por simplicidad se mantiene el supuesto de expectativas adaptativas como hipótesis de trabajo.



Otra limitación de esta metodología es el nivel de agregación de los datos. Aún si la volatilidad esperada e histórica están relacionadas, diferentes depositantes pueden tener acceso diferenciado a la información o su capacidad para procesar la misma información puede variar¹⁴. Desafortunadamente, estas asimetrías se pierden en los datos agregados. Esta crítica, el supuesto del agente representativo, es difícil de evitar, pero es atenuada debido a que el análisis es hecho en corte transversal, donde las diferencias entre países es una fuente de explicación en si misma.

5.2 Especificación

La estimación propuesta es un modelo de datos de panel para el período 1995-2005¹⁵. La especificación inicial es

$$FD_{it} = \alpha_i + \beta_1 \pi_{it} + \beta_2 \lambda_{it}^* + u_{it} \quad (14)$$

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (15)$$

donde FD_{it} es el porcentaje de depósitos en moneda extranjera en el sistema bancario¹⁶, π_{it} es la inflación¹⁷ y λ_{it}^* es el ratio del PVM definido en (8), estimado usando un horizonte de datos de 15 años. La variable π_{it} es añadida para controlar por cualquier cambio en la dolarización financiera causado por el nivel de inflación presente en lugar de las volatilidades relativas. En estimaciones subsecuentes, la ecuación (14) es extendida para controlar por apertura al comercio internacional, efectos de grupo y asimetrías (sección 6).

El término de perturbación (15) está compuesto de un efecto específico para cada país (μ_i) y un residual remanente (v_{it}), que inicialmente se asume no correlacionado con las variables explicativas. En este contexto, los efectos específicos para cada país se relacionan a condiciones iniciales, tales como: (a) hiper-inflación pasada, (b) repudio de la deuda externa, (c) instituciones débiles. Como se muestra más adelante, estos factores pueden estar correlacionados tanto con el grado de dolarización como con el ratio de volatilidad relativa, lo que originaría un sesgo en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios.

¹⁴ En el trabajo reciente de Castillo y Winkelried (2006), los autores desarrollan un modelo CAPM en el cual los agentes difieren su velocidad para procesar información, enfocándose en el diferencial de tasas de interés.

¹⁵ Con observaciones trimestrales. El panel es no balanceado, con $n=15$ países y t periodos donde $t_{\max} = 43$, $t_{\min} = 23$ y $t_{\text{promedio}} = 40$.

¹⁶ Idealmente, los depósitos a la vista no deberían ser considerados ya que estos se relacionan a operaciones de pago en lugar de consideraciones de portafolio. Desafortunadamente, la mayoría de los países de la muestra no reportan esta información de manera desagregada.

¹⁷ Calculado como la inflación promedio de los últimos cuatro períodos.



5.3 Muestra

Se consideran 15 países en la estimación: Bahamas, Bolivia, Chile, Costa Rica, Guatemala, Haití, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Paraguay, Perú, República Dominicana, Trinidad y Tobago y Uruguay¹⁸. Aquellos países que están totalmente dolarizados (Ecuador, El Salvador, Panamá) o donde los depósitos en moneda extranjera están restringidos por regulación (Brasil, Colombia y Venezuela) no se incluyen en la estimación, ya que el modelo sólo es relevante cuando los individuos pueden escoger la moneda del depósito. En el caso de Argentina, este país no se incluye en la muestra debido a la *pesificación* y las restricciones para retirar y transferir dinero de cuentas bancarias a partir de 2001, lo que trae como resultado que las estadísticas monetarias no reflejen decisiones privadas.

6. Resultados

6.1 El rol de las expectativas

El cuadro 6.1 muestra los resultados de la regresión propuesta en (15). Como la correlación entre μ_i y x_{it} es alta (0.60), se toma como referencia la estimación con efectos fijos (EF) a fin de obtener estimadores consistentes e insesgados.

Utilizando un promedio simple para estimar λ^* , se encuentra que el impacto de la volatilidad relativa es positivo y estadísticamente significativo, pero no muy grande. Cuando el ratio del PVM se incrementa en diez por ciento, el incremento en la dolarización observada es cercano al uno por ciento (ecuación 1d). El resultado del promedio exponencial con un factor de decrecimiento de 0.99 (ecuación 1e) se asemeja al resultado del promedio simple (la ponderación dada a las observaciones pasadas es similar en ambos casos). Pero el aspecto clave es que, a medida que el factor se reduce de 0.99 a 0.90, el impacto de la volatilidad relativa disminuye en tamaño y significancia estadística. Esto se puede observar claramente en el Gráfico 6.1, donde todos los resultados intermedios entre 0.90 y 0.99 son reportados. El umbral a partir del cual el resultado pierde significancia estadística es cercano a 0.92.

Estos resultados confirman que el poder explicativo del PVM depende en gran medida de la ponderación dada a las observaciones pasadas. A medida que la memoria de la matriz de varianzas y covarianzas se reduce, el impacto marginal es menor.

¹⁸ No es obligatorio reportar los depósitos por moneda en las estadísticas monetarias, por lo que la fecha a partir de la cual la información es reportada varía de acuerdo a cada país (en 1995, 11 países de la muestra reportaban la información, 13 en 1997 y los 15 en 1999).

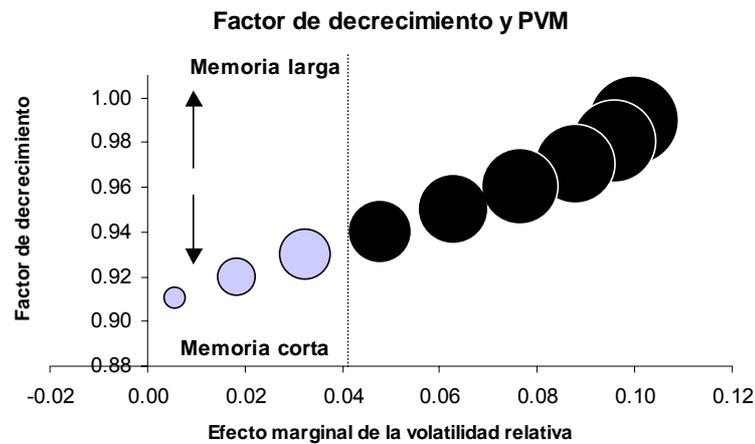
Cuadro 6.1

Resultados de la estimación con datos de panel / América Latina 1995-2005
Variable dependiente: dolarización financiera

Regresión	MCO		EF		EF			EF
	Promedio simple		Promedio simple		Decrecimiento exponencial			Promedio aritmético
	1a	1b	1c	1d	$\delta = 0.99$	$\delta = 0.95$	$\delta = 0.90$	1h
π_{it}		1.9202 0.0040		0.4772 0.0110	0.4865 0.0110	0.4432 0.0320	0.3003 0.1700	0.4235 0.0200
λ^*_{it}	0.7291 0.0000	0.7405 0.0000	0.0862 0.0000	0.0986 0.0000	0.0999 0.0000	0.0629 0.0000	-0.0043 0.7300	0.0785 0.0000
Nº de observ.	596	596	596	596	596	596	596	596
Nº de países	15	15	15	15	15	15	15	15
R-cuadrado	0.450	0.465	0.435	0.438	0.454	0.471	0.011	0.370
Estadístico F	634.280	351.030	43.530	24.370	25.700	10.960	1.920	25.010
Corr(μ_i, X_{it})	-	-	0.622	0.615	0.629	0.661	-0.125	0.565

*Con errores estándar robustos. P-valores al 95% de significancia. La sub-muestra incluye: Chile, Costa Rica, México, Paraguay, República Dominicana y Perú.

Gráfico 6.1



* El tamaño de la burbuja tiene relación con la significancia estadística. Las burbujas oscuras son significativas en un intervalo de confianza de 95% (con un estadístico t que varía entre 2.4 y 6.9). Las burbujas claras no son estadísticamente distintas de cero. En cada caso, los efectos marginales se obtuvieron de estimaciones de datos de panel, controlando por el nivel de inflación, con efectos fijos y errores estándar robustos (15 países, 1995-2005).

Cuadro 6.2

Controlando por apertura al comercio internacional
Resultados de estimación con datos de panel / AL 1995-2005
Variable dependiente: dolarización financiera
Decrecimiento exponencial (0.99, efectos fijos)

Regresión	Muestra reducida		
	2a	2b	2c
π_{it}		0.5932 0.0000	0.6035 0.0000
λ^*_{it}	0.2424 0.0000	0.2249 0.0000	0.2270 0.0010
Apertura _{it}			-0.0386 0.5530
Nº de observ.	254	254	254
Nº de países	6	6	6
R-cuadrado	0.760	0.693	0.707
Estadístico F	12.460	20.590	13.200
Corr(μ_i, X_{it})	0.823	0.773	0.778

*Con errores estándar robustos. P-values al 95% de significancia. La sub-muestra incluye: Chile, Costa Rica, México, Paraguay, República Dominicana y Perú.

El cuadro 6.2 reporta los resultados controlando por apertura al comercio exterior. Esto intenta reflejar el hecho de que, *ceteris paribus*, una pequeña economía abierta que incrementa su participación en el comercio internacional podría tender a estar más dolarizada –en economías más integradas a los mercados internacionales, el impacto de devaluaciones nominales en el precio de los bienes transables tiende a ser más alto, lo que reduce la volatilidad del tipo de cambio real e incrementa los incentivos de la dolarización real y financiera–. Sin embargo, la hipótesis nula no puede ser rechazada en este caso (la apertura al comercio no ayuda a explicar la dolarización).

6.2 Discriminando países altamente dolarizados y regímenes IT

Debido a la heterogeneidad de los países incluidos en la muestra, el análisis se extiende para controlar por dos grupos de países: economías altamente dolarizadas (AD_i) y regímenes explícitos de Metas de Inflación (IT_i). En el primer caso, se considera un umbral de 50% del total de depósitos en moneda extranjera en 1995 (condición inicial) para considerar un país como AD^{19,20}. En el caso de los países IT, estos se consideran como tal a partir del período en el que la regla fue formalmente anunciada²¹.

¹⁹ Por lo tanto, la lista de países AD es: Bolivia, Nicaragua, Paraguay, Perú y Uruguay.

²⁰ Existen variables asociadas a la característica de ser AD que podrían ser incluidas explícitamente. Por ejemplo, se podría controlar por el tiempo (número de años) durante el cual una economía se encuentra dolarizada, o controlar por la heterogeneidad en la regulación de los países para la aceptación del dólar americano (en la medida que el costo de usar la moneda extranjera sea menor, la relevancia de las consideraciones de portafolio puede diferir). Al momento de presentar esta versión, no se contaba con información suficiente para incluir estos controles. Sin embargo, se incluyen de manera implícita a través del uso de efectos fijos, por lo que es improbable que ocasionen un sesgo en los resultados.

²¹ Chile (desde 1991), México (1999) y Perú (2002).

Cuadro 6.3

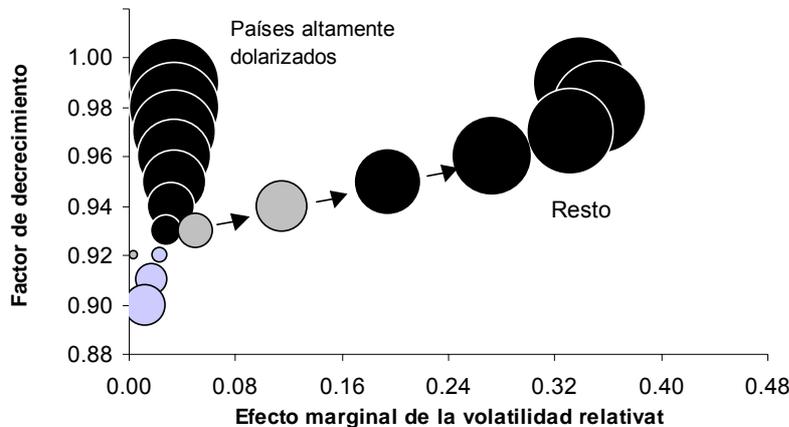
Países altamente dolarizados y regímenes IT
Resultados de estimación con datos de panel / AL 1995-2005
Variable dependiente: dolarización financiera
Decrecimiento exponencial (0.99, efectos fijos)

Regresión	3a	3b	3c
π_{it}	0.1942	0.4484	0.4861
	0.3120	0.0820	0.0150
λ^*_{it}	0.3398	0.0982	0.0999
	0.0000	0.0000	0.0000
$(AD_i) \times (\lambda^*_{it})$	-0.3050		
	0.0000		
$(IT_i) \times (\pi_{it})$		0.1489	
		0.6230	
$(IT_i) \times (\lambda^*_{it})$			0.0008
			0.9820
Nº de observ.	596	596	596
Nº de países	15	15	15
R-cuadrado	0.035	0.431	0.454
Estadístico F	31.420	28.100	23.360
Corr(μ_i, X_{it})	-0.320	0.609	0.628

* Con errores estándar robustos. P-values al 95% de significancia. Los países con Metas de Inflación explícitas son Chile, México y Perú. Los países HD son Bolivia, Nicaragua, Paraguay, Perú y Uruguay (economías con un nivel de dolarización por encima de 50% en 1995).

El principal hallazgo es que los países altamente dolarizados son significativamente menos sensibles a cambios en la volatilidad relativa (cuadro 6.3, ecuación 3a). Para un país que es AD (por ejemplo, Perú²², Bolivia), un incremento de 10 por ciento en el ratio del PVM incrementa la dolarización financiera en sólo 0.35 por ciento, un impacto insignificante desde el punto de vista económico (aunque estadísticamente significativo). Sin embargo, para el resto de economías (por ejemplo, México, Chile) el efecto marginal es de 3.4 por ciento (4.0 por ciento en la sub-muestra). En otras palabras, el resultado encontrado en la sección previa –1 por ciento– es un promedio de dos grupos con características distintas. Aquellas economías que están por encima de un umbral de dolarización son significativamente menos sensibles a cambios en la volatilidad relativa de la inflación y el tipo de cambio, mientras que para el resto de países las consideraciones de portafolio cobran mayor importancia, explicando hasta un tercio de los cambios.

²² Para una aplicación específica del modelo de portafolio para Perú, ver Morón y Castro (2004). En dicho trabajo, los autores realizan un análisis tanto del impacto de la volatilidad relativa sobre el grado de dolarización como el impacto simulado de cambios en el grado de cobertura del seguro de depósitos sobre dicha variable.

Gráfico 6.2
**Factor de decrecimiento y PVM
Países altamente dolarizados y resto**


* El tamaño de la burbuja tiene relación con la significancia estadística. Las burbujas oscuras son significativas en un intervalo de confianza de 95% (con un estadístico t que varía entre 2.4 y 8.6). Las burbujas claras no son estadísticamente distintas de cero. En cada caso, los efectos marginales se obtuvieron de estimaciones de datos de panel, controlando por el nivel de inflación, con efectos fijos y errores estándar robustos (15 países, 1995-2005).

Es interesante notar que el impacto marginal para países AD, aunque también asociado a *memoria larga*, es hasta cierto punto independiente de la manera en que se incorpora la información histórica. A medida que la memoria aumenta (el factor de decrecimiento pasa de 0.90 a 0.99), la significancia estadística del resultado se incrementa, pero el tamaño del impacto se mantiene constante (gráfico 6.2). Para el resto de países se mantiene la relación positiva entre la longitud de la memoria y el tamaño del impacto marginal.

Asimismo, la hipótesis nula de que el impacto marginal de la volatilidad relativa y el nivel de inflación es igual para países IT y el resto de países no puede ser rechazada (ecuación 3b). Si bien este resultado sugiere que un compromiso explícito de Metas de Inflación no tiene impacto sobre la dolarización, el resultado es difícilmente concluyente. Hay tres países IT en América Latina: Chile, México y Perú. De ellos, Chile y México no tienen una historia de alta inflación ni se encuentran altamente dolarizados, por lo que es improbable encontrar un vínculo importante entre inflación y dolarización para estos países. En el caso de Perú, este país posee las dos características previamente mencionadas. Es más, este país ha comenzado a desdolarizarse en los últimos años (ver Apéndice A). En este contexto, la no significancia de nuestro resultado puede explicarse por el hecho de que una regla explícita no es muy diferente de una regla implícita. Debido a que estos países habían logrado una inflación baja y estable antes del anuncio de la regla, no hubo mayores cambios en el momento en que el régimen se hizo explícito.

6.3 Efectos asimétricos

Para verificar la existencia de un impacto asimétrico de la volatilidad relativa, se estima la siguiente regresión:

$$FD_{it} = \alpha_i + \beta_1 \pi_{it} + \beta_2 \lambda_{it}^* + \beta_3 D_{it} \lambda_{it}^* + \mu_{it} \quad (15a)$$

donde D es una variable binaria igual a 1 si $(\lambda_{it}^* - \lambda_{it-1}^*) < 0$ (el cambio es negativo) y cero en otro caso. La regresión anterior se puede extender para distinguir entre países AD y el resto de países:

$$FD_{it} = \alpha_i + \beta_1 \pi_{it} + \beta_2 \lambda_{it}^* + \beta_3 D_{it} \lambda_{it}^* + \beta_4 D_{it} + \beta_5 AD_i \lambda_{it}^* + \beta_6 AD_i D_{it} + \beta_7 D_{it} AD_i \lambda_{it}^* + \mu_{it} \tag{15b}$$

El efecto marginal en ambos casos es (respectivamente)

$$\frac{dFD}{d\lambda_{it}^*} = \beta_2 + \beta_3 D$$

$$\frac{dFD}{d\lambda_{it}^*} = \beta_2 + \beta_3 D + \beta_5 AD + \beta_7 D * AD$$

Efecto marginal del ratio de PVM sobre la dolarización financiera			
Ecuación 4a		Ecuación 4b	
Asimetrías		Asimetrías para países HD y no-HD	
Cambio de signo positivo	0.1058	Cambio de signo positivo	
		Países AD	
		Resto	0.0496
			0.3263
Cambio de signo negativo	0.0766	Cambio de signo negativo	
		Países AD	-0.0427
		Resto	Sin diferencia

En el primer caso (ecuación 4a) parece haber evidencia de un efecto asimétrico, pero la diferencia es pequeña. La elasticidad pasa de 1.1 ante un incremento de diez por ciento en la volatilidad relativa a 0.8 por ciento cuando el cambio es de signo negativo²³. En el segundo caso, cuando se distingue entre países AD y no-AD (ecuación 4b), se encuentra que la asimetría sólo es relevante en el primer grupo. Para un país no-AD, la elasticidad es simétrica, de 3.2 por ciento. Pero cuando el país es AD, la elasticidad se reduce a 0.5 si el cambio es de signo positivo y se vuelve ligeramente negativa (lo que considerando los valores en consideración equivale a cero) si el cambio es positivo. En otras palabras, una reducción en la volatilidad relativa no causa cambios en la dolarización observada para países AD.

²³ Los resultados son válidos al 90% de confianza.

Cuadro 6.4

Asimetrías
Resultados de estimación con datos de panel / AL 1995-2005
Variable dependiente: dolarización financiera
Decrecimiento exponencial (0.99, efectos fijos)

Regresión	4a	4b
π_{it}	0.5070	0.2473
	0.0070	0.1910
λ^*_{it}	0.1058	0.3263
	0.0000	0.0000
$D(1 \text{ if } \Delta\lambda^*_{it} < 0) \times (\lambda^*_{it})$	-0.0292	0.0373
	0.0700	0.2850
$D(1 \text{ if } \Delta\lambda^*_{it} < 0)$	2.1298	0.8115
	0.0030	0.3050
$(AD_i) \times (\lambda^*_{it})$		-0.2767
		0.0000
$(AD_i) \times D(1 \text{ if } \Delta\lambda^*_{it} < 0)$		5.4522
		0.0220
$(AD_i) \times D(1 \text{ if } \Delta\lambda^*_{it} < 0) \times (\lambda^*_{it})$		-0.1295
		0.0060
Nº de observ.	596	596
Nº de países	15	15
R-cuadrado	0.406	0.012
Estadístico F	15.030	15.970
Corr(μ_i, X_{it})	0.587	-0.244

*Los comentarios del cuadro 6.3 aplican.

De manera complementaria, se estimó una versión dinámica incluyendo un rezago de la variable dependiente a fin de obtener una estimación “limpia” del impacto marginal (el rezago captura la persistencia). Los resultados obtenidos utilizando la metodología propuesta por Arellano y Bond (1991)²⁴ no difieren demasiado de los aquí presentados (ver Apéndice B), pero dado que uno de los supuestos no es aceptado (el test de Sargan y Hansen de restricciones sobre-identificadas es rechazado), los resultados no pueden ser utilizados para hacer inferencia.

6.4 Comparación con la literatura empírica

Hay dos estimaciones previas en la literatura que pueden ser directamente relacionadas a este trabajo. La primero es la estimación de Ize y Levi Yeyati (2003), los autores del modelo –originalmente publicado en 1998- y la segunda un trabajo reciente de Rennhack y Nozaki (2006). En ambos casos los autores utilizan un promedio simple para calcular la matriz de varianzas y covarianzas, por lo que la comparación se realiza con el promedio exponencial con un factor de 0.99.

²⁴ Al incluir un rezago de la variable dependiente, el supuesto de que los regresores no están correlacionados con v_{it} deja de cumplirse. La metodología *two-step GMM* propuesta por Arellano y Bond (1991) permite utilizar el rezago de la variable predeterminada y la variable dependiente como instrumentos para producir estimadores insesgados.

Cuadro 6.5

Comparación*

	Período	Datos de panel		Sección transversal
		América Latina	Mundo	Mundo
Nuestros resultados	1995-2005			
Total		0.100	-	-
Economías altamente dolarizadas		0.035	-	-
Resto		0.340	-	-
Ize and Levi Yeyati (2003)	1982-1995			
Total		-	-	0.794
Economías altamente dolarizadas		0.151	-	-
De Nicolo et. al. (2003)	1990-2001	-	-	0.348
Rennhack and Nozaki (2006)	1990-2001	-0.012	0.078	0.450

* Todas las estimaciones controlan por el nivel de inflación. En el caso de la estimación de datos de panel, Ize y Levi Yeyati utilizan EF, mientras que Rennhack y Nosaki, al incluir la variable dependiente rezagada, utilizan el método MGM de dos etapas desarrollado por Blundell and Bond (1998).

Ize y Levi Yeyati reportan una elasticidad de 1.5 por ciento (ante un cambio de 10 por ciento) restringido a una muestra de países altamente dolarizados durante el período 1982-1995 mientras que aquí se encuentra una elasticidad de 0.35 por ciento para este grupo de países durante el período 1995-2005. La diferencia entre ambos resultados es resultado del cambio de régimen. A grandes rasgos, el período 1980-1990 fue un régimen de alta volatilidad, 1990-1994 fue un régimen intermedio, de estabilización, y 1995-2005 un período de baja volatilidad. La persistencia no se convirtió en un problema hasta la última etapa. Esta característica es parcialmente tomada en cuenta en la estimación con asimetrías (ecuación 5b) en la cual el PVM puede explicar incrementos pero no reducciones en economías altamente dolarizadas.

En el caso de Rennhack y Nozaki, los autores estimaron un modelo de datos de panel a nivel mundial (1990-2001) incluyendo un término de interacción para América Latina. El impacto neto encontrado para la región es prácticamente cero. Nuevamente, esto muestra que, a medida que se pasa de un régimen de alta volatilidad a un régimen de baja volatilidad el PVM pierde poder predictivo. Sin embargo, el resultado encontrado por los autores parecería estar sesgado por las economías altamente dolarizadas, ya que en aquellos países que no se encuentran altamente dolarizados (es decir, la mayoría) la elasticidad es de 3.3 por ciento.

7. Conclusiones

En primer lugar, los resultados muestran que el enfoque de portafolio puede explicar parcialmente cambios en la dolarización observada en América Latina durante el período 1995-2005 sólo si la matriz de varianzas y covarianzas es construida asumiendo que los agentes tienen *memoria larga*, en



el sentido de que le dan el mismo nivel de importancia a la información histórica que a la información más reciente.

Este resultado tiene una implicancia de política importante. Un aspecto clave del paradigma de portafolio es la importancia de la volatilidad relativa sobre el nivel de inflación. Como algunos países en América Latina han tenido éxito en reducir la inflación, pero esto ha sido acompañado de una reducción en la volatilidad del tipo de cambio real debido al establecimiento de regímenes de flotación sucia, una de las lecciones de política era que los bancos centrales cargan una parte importante de responsabilidad en la persistencia de la dolarización, afectando la volatilidad absoluta en lugar de la relativa. El argumento es correcto en el sentido de que un régimen de flotación sucia puede ofrecer un seguro gratuito a individuos y firmas operando con la moneda extranjera. Sin embargo, el resultado empírico encontrado en este trabajo sugiere que una fuente de explicación importante para entender la persistencia de la dolarización se encuentra en acciones de política monetaria relativamente distantes en el tiempo (década del 80), las que reciben aún una alta ponderación en la formación de expectativas de los agentes.

En segundo lugar, la importancia de las consideraciones de portafolio difiere de acuerdo al nivel de dolarización. Para economías que no están altamente dolarizadas, el PVM explica hasta un tercio de los cambios en la dolarización observada. Sin embargo, para economías altamente dolarizadas su impacto es mínimo. En particular, si el cambio es de signo negativo (reducción de la volatilidad relativa) el impacto es nulo para este grupo de países. De manera que las condiciones iniciales importan.

¿Cómo se condicen estos resultados con la evidencia reciente de una disminución gradual de la dolarización en un país con metas explícitas de inflación (IT) como Perú? De acuerdo a nuestros resultados, la distinción entre países IT y el resto de países es no significativa (en el sentido de que la adopción de este régimen no tiene efecto sobre la dolarización financiera). Por un lado, este resultado puede deberse a las características de la muestra (solo uno de los tres países con metas explícitas en América Latina, Perú, reporta altos niveles de dolarización durante el periodo de estudio). Asimismo, el resultado también podría estar reflejando que el impacto de un régimen de metas explícitas no difiere significativamente de un régimen de metas implícitas (los tres países reportaban bajos niveles de inflación antes de la adopción de la regla). Al contar con un manejo de la política monetaria creíble antes de la adopción del esquema IT, la diferencia entre ambos regímenes para fines de la estimación puede ser no significativa²⁵.

Por otra parte, un factor que no ha sido considerado y que podría influir en los resultados obtenidos es la no inclusión de una prima por riesgo (diferencial de tasas de interés). Si la prima de riesgo por la tenencia de depósitos en moneda nacional se ha reducido, esto también podría ayudar a explicar la disminución gradual de la dolarización en Perú y posiblemente en otros países como consecuencia de las mejoras en el manejo de la política monetaria.

²⁵ Sobre las condiciones iniciales para establecer un régimen IT, véase Carare et. al. (2002).



Respecto a posibles extensiones de este trabajo, además del aspecto ya mencionado (análisis de la prima por riesgo) es necesario incorporar consideraciones de riesgo crediticio. Esto se puede hacer incluyendo una autoridad monetaria y dando un rol más activo a los bancos en el modelo. Al hacer esto, sería posible caracterizar la interacción entre política monetaria y dolarización. Por otro lado, desde el punto de vista empírico, sería recomendable utilizar información sobre los flujos de nuevos depósitos, los que pueden ser más representativos de las expectativas de los agentes. Aun cuando depositantes antiguos pueden transferir dinero de una cuenta bancaria a otra con distinta denominación de moneda a bajo costo, no queda claro hasta qué punto esto es hecho.

Cabe mencionar que aunque el supuesto de expectativas adaptativas es plausible dado los hechos estilizados de América Latina y el período analizado, el resultado también puede ser consistente con expectativas racionales a través del uso de modelos de aprendizaje. De acuerdo a este enfoque, los agentes aprenden a mejorar sus pronósticos sobre variables económicas a lo largo del tiempo y a velocidad variable, convergiendo en el largo plazo a un equilibrio consistente con expectativas racionales. Se da el caso que esta hipótesis podría ser observacionalmente equivalente a la hipótesis de expectativas adaptativas planteada en el presente trabajo.

Por último, si bien el presente trabajo ha adoptado un enfoque de portafolio para analizar las causas de la persistencia de la dolarización financiera, un enfoque multidimensional debe tener en cuenta ciertos aspectos microeconómicos relacionados a la regulación prudencial y al marco legal de los países respecto al uso del dólar como medio de pago (sustitución monetaria) y unidad de cuenta (dolarización real). Estos factores también son una fuente que sirve para explicar la persistencia de la dolarización, al influir directamente en los incentivos para mantener activos en dólares.

Referencias

- Baltagi, Badi** (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons.
- Calvo, Guillermo y Vegh, Carlos** (1992), Currency substitution in developing countries: an introduction. IMF Working paper 92/40.
- Calvo, Guillermo y Reinhart, Carmen** (2002), Fear of floating. *The Quarterly Journal of Economics*. May 2002, Volume CXVII, Issue 2.
- Carare, Alina, y otros** (2002), Establishing Initial Conditions in Support of Inflation Targeting. IMF Working Paper 02/102.
- Castillo, Paul y Winkelried, Diego** (2006), Dollarization persistence and individual heterogeneity. Disponible en: <http://ideas.repec.org>
- Cowan, Kevin y Do, Quy-Toan** (2003), Financial dollarization and central bank credibility. World Bank, policy research working paper 3082.
- De Nicola, Gianni, Honohan, Patrick e Ize, Alain** (2003), Dollarization of the banking system: good or bad? IMF, working paper 03/146.



Evans, George y Honkapohja, Seppo (2001), *Learning and expectations in macroeconomics*. Princeton University Press.

Galindo, Arturo y Leiderman, Leonardo (2005), *Living with dollarization and the route to dedollarization*. Inter-American Development Bank, working paper 526.

Ize, Alain y Levy-Yeyati, Eduardo (2003), *Financial Dollarization*. *Journal of International Economics* 59: 323–347.

_____ (2005), *Financial De-dollarization: is it for real?* IMF Working Paper 05/187.

Jeanne, Olivier (2002), *Why do emerging economies borrow in foreign currency?*. Paper prepared for the conference “Currency and Maturity Matchmaking: Redeeming Debt From Original Sin”. Inter-American Development Bank.

J.P. Morgan y Reuters (1996), *Riskmetrics*, Technical documentation.

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

Rennhack, Robert y Nozaki, Masahiro (2006), *Financial Dollarization in Latin America*. IMF Working Paper 06/07.

Savastano, Miguel (1996), *Dollarization in Latin America: recent evidence and some policy issues*. IMF Working Paper 96/4.

Uribe, Martin (1997), *Hysteresis in a model of currency substitution*. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 40.



Apéndice A

América Latina: Información básica

	Inflación mensual promedio			Depreciación de tipo de cambio real mensual promedio			Dolarización Financiera		
	1980-1990	1991-1994	1995-2005	1980-1990	1991-1994	1995-2005	1995	2000	2005
Sudamérica	6.91	4.35	0.92	7.18	0.75	0.52	58.18	67.15	53.45
Argentina	15.81	1.91	0.40	18.30	1.53	1.03	57.12	64.72	10.19
Bolivia	11.03	0.85	0.40	23.81	0.68	0.42	78.34	92.09	84.77
Brasil	13.33	22.84	0.69	0.11	-0.39	0.51	-	-	-
Colombia	1.82	1.85	0.90	0.57	-0.72	0.13	-	-	-
Ecuador	2.59	2.90	2.04	0.82	-0.53	0.17	-	-	-
Perú	15.28	3.79	0.38	18.76	3.12	0.34	74.81	79.70	67.17
Venezuela	1.80	3.10	2.33	1.17	-0.14	0.28	-	-	-
Paraguay	1.66	1.33	0.70	2.19	0.90	0.93	43.42	62.86	56.14
Uruguay	4.13	3.92	1.01	4.30	2.65	1.19	88.39	92.12	92.08
Chile	1.63	1.02	0.34	1.79	0.41	0.24	7.01	11.42	10.36
Centro América y El Caribe	2.78	1.77	0.69	12.54	1.73	0.42	17.94	29.88	35.46
Nicaragua	19.79	8.41	0.74	126.66	9.85	0.67	n.a.	72.40	68.27
El Salvador	1.47	0.99	0.33	0.13	-0.56	-0.11	-	-	-
Panamá	0.21	0.09	0.10	0.21	0.15	0.11	-	-	-
Bahamas	0.48	0.29	0.14	0.08	0.09	0.00	1.88	2.62	2.79
Costa Rica	1.92	1.42	0.96	2.29	0.99	0.84	37.16	43.59	53.70
República Dominicana	1.87	0.62	0.97	2.77	0.35	0.81	n.a.	16.18	24.99
Guatemala	1.25	0.85	0.61	1.71	0.27	0.24	0.00	0.00	13.60
Haiti	0.69	1.86	1.40	0.08	2.71	0.96	20.70	38.88	48.80
Honduras	0.75	1.37	1.01	2.11	1.11	0.57	n.a.	28.86	34.44
Jamaica	1.29	3.01	0.93	1.32	3.19	0.50	n.a.	27.94	36.93
Trinidad y Tobago	0.89	0.59	0.36	0.59	0.90	0.04	29.95	38.43	35.60
México	4.12	0.96	1.07	4.11	1.58	0.56	14.16	6.12	3.99

Fuente: IFS y Bancos Centrales.

Apéndice B

Datos de panel dinámico (Metodología de Arellano y Bond) Decrecimiento exponencial (0.99, efectos fijos)

Regresión	6a	6b	6c
Dol_{it-1}	0.7078 0.0000	0.6888 0.0000	0.6847 0.0000
π_{it}		-0.2490 0.0000	-0.2639 0.0000
λ^*_{it}	0.0407 0.0000	0.0274 0.0210	0.1056 0.0020
$(AD)_x (\lambda^*_{it})$			-0.0877 0.0160
Nº de observ.	586	586	586
Nº de países	15	15	15
Wald chi2	415.670	437.220	447.880
Test de Sargan de restricciones sobreidentificadas - prob > chi2	0.000	0.000	0.000
Test de Arellano-Bond			
Autocorrelación de primer orden, Pr > z	0.000	0.000	0.000
Autocorrelación de segundo orden, Pr > z	0.830	0.815	0.825

Este cuadro reporta los resultados de la estimación dinámica utilizando la metodología propuesta por Arellano y Bond (1991), utilizando una matriz de variables instrumentales restringida a 4 rezagos (1 año). La diferencia principal es que en esta estimación el rezago de la variable exógena se convierte en el principal determinante de la dolarización contemporánea, con un coeficiente cercano a 0.70, mientras que el impacto marginal del PVM es extremadamente bajo para la región como un todo. Cuando este impacto marginal se estima distinguiendo entre países altamente dolarizados y el resto, se observa el mismo patrón que en la estimación con efectos fijos, aunque a una escala menor. El impacto acumulado para países no-HD es 0.10, con un impacto acumulado luego de 1 año (a través del rezago de la variable dependiente) de 0.28 y un impacto de largo plazo de 0.33 (utilizando la definición de una progresión aritmética infinita, el impacto de largo plazo es igual a $\beta/(1-\alpha)$, donde β es el coeficiente del PVM y α es el coeficiente del rezago de la variable dependiente). Para países HD, el impacto de corto y largo plazo es cero. El supuesto de no existencia de autocorrelación de segundo orden, requerido para el uso de la técnica de Arellano-Bond, se cumple. Sin embargo, la principal limitación de esta estimación es que no se rechaza la hipótesis nula del test de Sargan y Hansen de restricciones sobreidentificadas, lo que significa que los instrumentos están correlacionados con los residuales IV.

