La Desdolarización de la Economía Peruana: ¿Recomposición de Portafolio o Estabilidad Macroeconómica?

Gustavo A. Leyva Jiménez
Gerencia de Investigación Económica
Banco Central de Chile

XXV Encuentro de Economistas del Banco Central de Reserva del Perú
Lima, 12-14 de Diciembre de 2007

Motivación

- Reducción de la dolarización en los últimos cinco años, luego de un comportamiento estable, e incluso, creciente
- Lo anterior coincide con un escenario de estabilidad macroeconómica y de apreciación del tipo de cambio nominal
- ¿Es la estabilidad macroeconómica o una recomposición de portafolio la que explica este fenómeno?

Outline

- Documentos relacionados
- CAPM
- C-CAPM
- Conclusiones

Documentos relacionados

- Ize y Levy-Yeyati (1998): modelo CAPM en el contexto de una economía dolarizada
- Morón y Castro (2003): propuestas de desdolarización sobre la base de un modelo CAPM
- Castillo y Winkelried (2005): la heterogeneidad de los agentes es suficiente para generar persistencia en el coeficiente agregado de dolarización

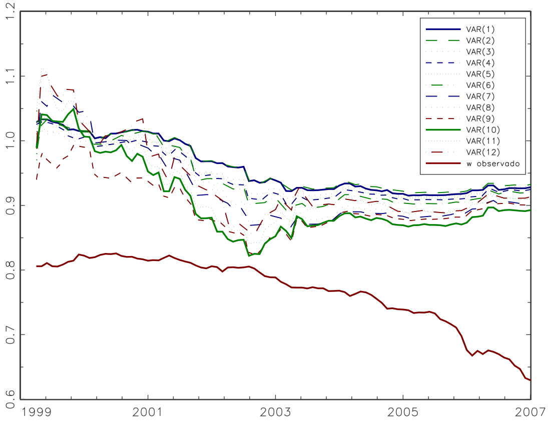
Un modelo CAPM simple

- El individuo representativo maximiza:

$$\mathcal{U}_t = E_t\left[w_t(R^f_{t+1} - R^d_{t+1}) + R^d_{t+1}\right] - 0.5\gamma V_t\left[w_t(R^f_{t+1} - R^d_{t+1}) + R^d_{t+1}\right]$$

- De la CPO:

$$w_t = \frac{1}{\gamma}\frac{R^f_{t+1} - R^d_{t+1}}{V_t(R^d_{t+1} - R^f_{t+1})} + \frac{V_t(R^d_{t+1}) - Cov_t(R^d_{t+1}, R^f_{t+1})}{V_t(R^d_{t+1} - R^f_{t+1})}$$



w_t observado y predicho (*one-step ahead forecasts*)

Más microfundamentos: un modelo CAPM basado en el consumo

- El individuo maximiza:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t)$$

sujeto a la restricción:

$$A_{t+1} = (A_t - C_t)[R^d_{t+1}(1 - w_t) + R^f_{t+1} w_t]$$
$$A_{t+1} = (A_t - C_t) R^p_{t+1}$$

- De la CPO:

$$1 = E_t\left[\beta^\theta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\theta/\psi}(R^p_{t+1})^{\theta-1}R^d_{t+1}\right]$$

$$1 = E_t\left[\beta^\theta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\theta/\psi}(R^p_{t+1})^{\theta-1}R^f_{t+1}\right]$$

- Resumiendo las ecuaciones anteriores:

$$0 = E_t\left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\theta/\psi}(R^p_{t+1})^{\theta-1}\left(R^d_{t+1} - R^f_{t+1}\right)\right]$$

- Con $\lambda = \log(\frac{C_{t+1}}{C_t})$:

$$0 = E_t\left[(\exp(\lambda_{t+1}))^{-\theta/\psi}(R^p_{t+1})^{\theta-1}\left(R^d_{t+1} - R^f_{t+1}\right)\right]$$

Solución por el método de discretización

- Ecuación de Euler de interés:

$$0 = E_t\left[(\exp(\lambda_{t+1}))^{-\theta/\psi}\left(w_t(R^f_{t+1}-R^d_{t+1})+R^d_{t+1}\right)^{\theta-1}\left(R^d_{t+1}-R^f_{t+1}\right)\right]$$

- Su versión discretizada ($\theta = (1-\gamma)/(1-\psi^{-1})$):

$$0 = \sum_{j}^{N}\left[\phi_{ij}(\lambda_j)^{-\theta/\psi}\left(w_i(R^f_j - R^d_j) + R^d_j\right)^{\theta-1}\left(R^d_j - R^f_j\right)\right],$$

$$i = 1, \ldots, N.$$

- Se estima un VAR(1) con R^d, R^f y λ:

$$\begin{pmatrix} \lambda_t \\ R_t^d \\ R_t^f \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_0 \\ \beta_0 \\ \gamma_0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 & \alpha_3 \\ \beta_1 & \beta_2 & \beta_3 \\ \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \lambda_{t-1} \\ R_{t-1}^d \\ R_{t-1}^f \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t \\ \upsilon_t \end{pmatrix}$$

- Con matriz de varianzas y covarianzas:

$$\Omega = \begin{pmatrix} \sigma_\eta^2 & \sigma_{\eta,\varepsilon} & \sigma_{\eta,\upsilon} \\ \sigma_{\eta,\varepsilon} & \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_{\varepsilon,\upsilon} \\ \sigma_{\eta,\upsilon} & \sigma_{\varepsilon,\upsilon} & \sigma_\upsilon^2 \end{pmatrix}$$

Estimación con información a Mayo de 1999

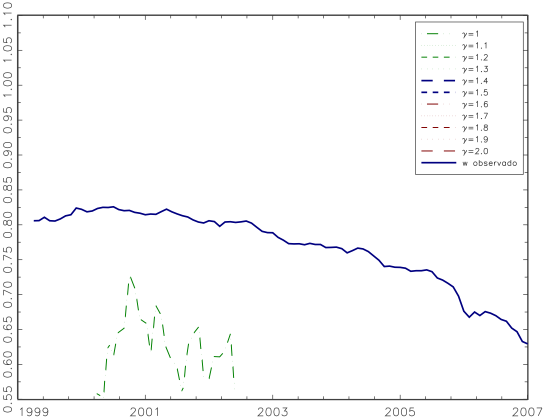
Parámetro	valores estimados VAR(1)	promedio Monte Carlo (5 estados)	promedio Monte Carlo (10 estados)
α_0	0.0489	0.0482	0.0471
β_0	1.1865	1.1842	1.1819
γ_0	0.8244	0.8389	0.8395
α_1	-0.4513	-0.4511	-0.4487
β_1	0.0838	0.0879	0.0995
γ_1	0.0467	0.0444	0.0443
α_2	-0.0072	-0.0083	-0.0083
β_2	0.0851	0.0715	0.0726
γ_2	-0.0259	-0.0253	-0.0247
α_3	-0.0357	-0.0338	-0.0328
β_3	-0.2490	-0.2332	-0.2319
γ_3	0.2125	0.1976	0.1963

Estimación con información a Marzo de 2007

Parámetro	valores estimados VAR(1)	promedio Monte Carlo (5 estados)	promedio Monte Carlo (10 estados)
α_0	0.0497	0.0501	0.0491
β_0	0.8786	0.8814	0.8806
γ_0	0.8601	0.8658	0.8660
α_1	-0.4690	-0.4678	-0.4680
β_1	0.2258	0.2271	0.2313
γ_1	0.0749	0.0766	0.0774
α_2	0.0032	0.0027	0.0029
β_2	0.0772	0.0714	0.0706
γ_2	-0.0233	-0.0237	-0.0239
α_3	-0.0468	-0.0466	-0.0460
β_3	0.0647	0.0678	0.0694
γ_3	0.1686	0.1633	0.1633

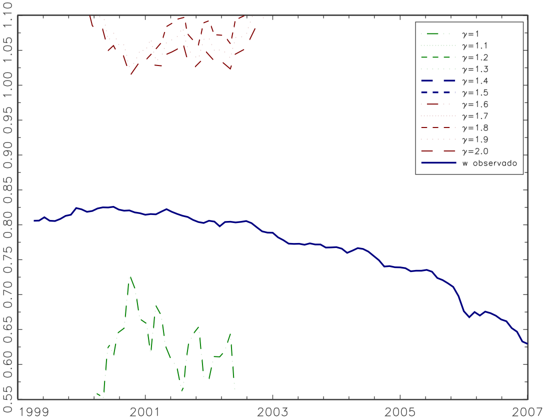
Resultados

Resultados según valores de $\gamma \in \{1.0; 2.0\}$ y $\psi \in \{0.6; 2.5\}$



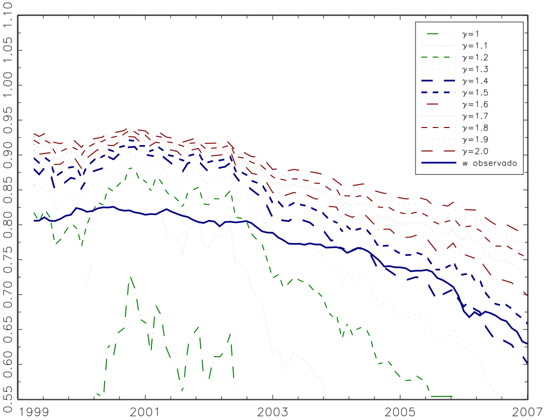
γ=1
γ=1.1
γ=1.2
γ=1.3
γ=1.4
γ=1.5
γ=1.6
γ=1.7
γ=1.8
γ=1.9
γ=2.0
w observado
0.55
0.60
0.65
0.70
0.75
0.80
0.85
0.90
0.95
1.00
1.05
1.10
1999
2001
2003
2005
2007

$$\psi = 0.6$$



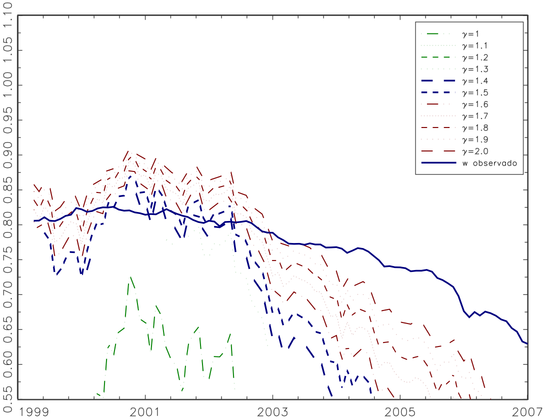
γ=1
γ=1.1
γ=1.2
γ=1.3
γ=1.4
γ=1.5
γ=1.6
γ=1.7
γ=1.8
γ=1.9
γ=2.0
w observado
0.55
0.60
0.65
0.70
0.75
0.80
0.85
0.90
0.95
1.00
1.05
1.10
1999
2001
2003
2005
2007

$\psi = 0.8$



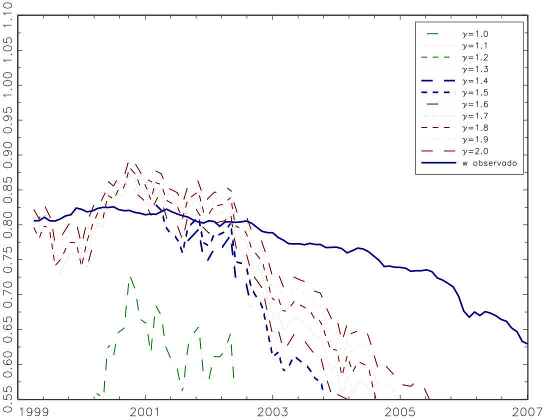
γ=1
γ=1.1
γ=1.2
γ=1.3
γ=1.4
γ=1.5
γ=1.6
γ=1.7
γ=1.8
γ=1.9
γ=2.0
w observado
0.55
0.60
0.65
0.70
0.75
0.80
0.85
0.90
0.95
1.00
1.05
1.10
1999
2001
2003
2005
2007

$\psi = 1.1$



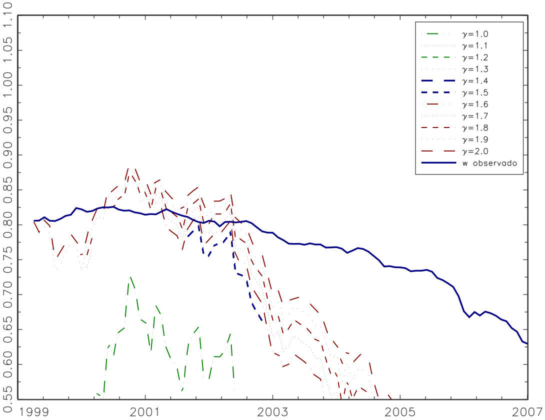
0.55 0.60 0.65 0.70 0.75 0.80 0.85 0.90 0.95 1.00 1.05 1.10
1999
2001
2003
2005
2007
γ=1
γ=1.1
γ=1.2
γ=1.3
γ=1.4
γ=1.5
γ=1.6
γ=1.7
γ=1.8
γ=1.9
γ=2.0
w observado

$$\psi = 1.5$$



γ=1.0
γ=1.1
γ=1.2
γ=1.3
γ=1.4
γ=1.5
γ=1.6
γ=1.7
γ=1.8
γ=1.9
γ=2.0
w observado
1999
2001
2003
2005
2007
0.55
0.60
0.65
0.70
0.75
0.80
0.85
0.90
0.95
1.00
1.05
1.10

$\psi = 2.0$



γ=1.0
γ=1.1
γ=1.2
γ=1.3
γ=1.4
γ=1.5
γ=1.6
γ=1.7
γ=1.8
γ=1.9
γ=2.0
w observado
0.55 0.60 0.65 0.70 0.75 0.80 0.85 0.90 0.95 1.00 1.05 1.10
1999 2001 2003 2005 2007

$\psi = 2.5$

$\gamma = 1.1$ o $\gamma = 1.5$ con $\psi = 1.1$ reproducen bastante bien la serie observada de dolarización.

Estimación de γ y ψ

Estimación por el Método Generalizado de Momentos
Marzo 1992-Marzo 2007

	valores estimados
β	1.0021
	[0.0074]
γ	0.9235
	[0.2984]
ψ	1.2395
	[1.1105]
Estadístico J	14.3834
P-value	0.3474

Instrumentos: dos primeros rezagos de λ_{t+1}, R^d_{t+1}, R^f_{t+1}, y w_{t-1}
Errores estándar calculados usando la HAC de Andrews y Monahan (1992)

Conclusiones

- Un modelo CAPM simple como el usado tradicionalmente en la literatura es incapaz de replicar la reciente evolución en el coeficiente de dolarización de la economía peruana

- Los resultados son más satisfactorios (para valores de los parámetros de $\gamma = 1.1$ ó $\gamma = 1.5$ con $\psi = 1.1$) cuando se usa un modelo CAPM basado en el consumo, el que a su vez, permite identificar que es la estabilidad, expresada en tasas de crecimiento económicas sostenidas y estables, la que al parecer ha redundado en el proceso de desdolarización