

UNA EVALUACION DE LOS COSTOS DE UNA UNION MONETARIA EN EL MERCOSUR

ROSANNA FERNANDEZ CASTRO¹

Cuando un grupo de países adopta una moneda común está renunciando a una política monetario-cambiaria independiente. Si esos países perciben que la variabilidad de sus productos es parecida menos costoso les resultará perder esa independencia. Téngase presente que la variabilidad del producto depende de la magnitud y del signo de los shocks que afectan a los países, del grado de apertura, flexibilidad salarial y movilidad de factores de producción que caracterice a sus economías y de la actitud que tengan ante la utilización de la política cambiaria al considerar su efectividad, sus costos y el conjunto de sus objetivos de política económica. Por lo tanto, los factores que determinan la variabilidad del producto son los que, en definitiva, tiene en cuenta cada país al diseñar su política monetario-cambiaria. De ahí que si un país percibe que la variabilidad de su producto es parecida a la de aquellos con los que pretende formar una unión monetaria, será más probable que considere que la política monetario-cambiaria de dicha unión se aproxima a la que hubiera elegido en forma independiente.

Este trabajo constituye un primer intento en la búsqueda de un factor común en la variabilidad de los productos de Argentina, Brasil y Uruguay. En ese sentido cabe destacar que no se han estimado los modelos que mejor se ajustan a la varianza condicional de la variabilidad de dichos productos, sino que simplemente se presentan indicios que permiten aceptar o rechazar la presencia de un factor común en dichas variabilidades.

1 Banco Central del Uruguay - Area de Investigaciones Económicas. La autora desea destacar que los conceptos desarrollados en el trabajo son de su estricta responsabilidad, no comprometiendo por tanto, la opinión institucional del Banco Central del Uruguay. Trabajo presentado en las XII Jornadas del Banco Central del Uruguay - Noviembre 1997

METODOLOGIA UTILIZADA

Para determinar si es posible que los agentes de Argentina, Brasil y Uruguay perciban que las variabilidades de sus productos son parecidas se procederá de la siguiente forma:

- A) Se ajustará mediante mínimos cuadrados ordinarios una tendencia determinística a la serie del logaritmo natural del producto de cada uno de estos países. Los residuos de esas regresiones representarán la volatilidad del producto.
- B) Se utilizará la metodología aplicada en Engle y Susmel (1993) para determinar si se puede hablar de una volatilidad común en los mercados accionarios internacionales, a los efectos de descubrir un factor de variabilidad común en las series de producto utilizadas para Argentina, Brasil y Uruguay. La aplicación de esa metodología se explica a continuación.

Sea x_A la serie representativa del logaritmo natural del producto del país A. Para representar la evolución de x_A , se trabajará con el modelo presentado en (1):

$$x_{At} = m_{At} + \epsilon_{At} \quad (1)$$

$$m_{At} = \alpha_A + \beta_A t$$

$$\epsilon_{At} = w_t + e_{At}$$

$$E(e_{At} / I_{t-1}) = 0 \quad V(e_{At} / I_{t-1}) = \sigma_A^2$$

$$E(w_t / I_{t-1}) = 0 \quad V(w_t / I_{t-1}) = h_{wt}$$

h_{wt} sigue un proceso ARCH(p)

Se podría considerar a ϵ_{At} como la variabilidad del producto percibida por los responsables de la conducción económica en el país A. Dicha variabilidad presenta dos componentes : w_t y e_{At} .

Se supone que la varianza condicional de e_{At} es constante: las variables que representan las realizaciones de e_A en cada período t tienen la

misma varianza cualquiera sea el contenido del set de información con el que cuenten los agentes en cada período t , cualquiera sea I_{t-1} .

La varianza condicional de w_t varía con t , dependiendo de sus valores pasados w_{t-1}, \dots, w_{t-p} de acuerdo a un proceso ARCH(p) tal como se aprecia en (2):

$$h_{w_t} = \gamma_{w_0} + \gamma_{w_1} w_{t-1}^2 + \gamma_{w_2} w_{t-2}^2 + \dots + \gamma_{w_p} w_{t-p}^2 \quad (2)$$

Lo que es lo mismo que :

$$w_t^2 = \gamma_{w_0} + \gamma_{w_1} w_{t-1}^2 + \gamma_{w_2} w_{t-2}^2 + \dots + \gamma_{w_p} w_{t-p}^2$$

debido a que $E(w_t / I_{t-1}) = 0$

Si también se hace el supuesto de que los dos componentes de ϵ_{A_t} están incorrelacionados, se obtiene (3):

$$E(w_t \epsilon_{A_t} / I_{t-1}) = 0 : V(\epsilon_{A_t} / I_{t-1}) = \sigma_A^2 + h_{w_t} \quad (3)$$

La varianza condicional de la variabilidad del producto de A varía con t , a medida que se va modificando el set de información con el que cuentan los agentes.

Obsérvese que:

$$E(\epsilon_{A_t} / I_{t-1}) = 0 \quad (4)$$

La estimación por mínimos cuadrados ordinarios de la tendencia de x_{A_t} , asegura que (4) se cumpla.

Se manejará el mismo tipo de supuestos para x_B , logaritmo natural del producto del país B. Por lo tanto:

$$\mathbf{x}_{Bt} = \mathbf{m}_{Bt} + \boldsymbol{\epsilon}_{Bt} \quad (5)$$

$$\mathbf{m}_{Bt} = \boldsymbol{\alpha}_B + \boldsymbol{\beta}_B t$$

$$\boldsymbol{\epsilon}_{Bt} = \boldsymbol{\delta} r_t + \mathbf{e}_{Bt}$$

$$E(\mathbf{e}_{Bt} / I_{t-1}) = \mathbf{0} \quad V(\mathbf{e}_{Bt} / I_{t-1}) = \boldsymbol{\sigma}_B^2$$

$$E(r_t / I_{t-1}) = 0 \quad V(r_t / I_{t-1}) = h_{rt}$$

$$h_{rt} = \gamma_{r0} + \gamma_{r1} r_{t-1}^2 + \gamma_{r2} r_{t-2}^2 + \dots + \gamma_{rp} r_{t-p}^2$$

$$r_t^2 = \gamma_{r0} + \gamma_{r1} r_{t-1}^2 + \gamma_{r2} r_{t-2}^2 + \dots + \gamma_{rp} r_{t-p}^2$$

$$\text{Si } E(r_t \mathbf{e}_{Bt} / I_{t-1}) = \mathbf{0} : V(\boldsymbol{\epsilon}_{Bt} / I_{t-1}) = \boldsymbol{\sigma}_B^2 + \boldsymbol{\delta}^2 h_{rt}$$

Sea x_{AB} una combinación lineal de x_A y de x_B . Se cumplirá:

$$\mathbf{x}_{ABt} = \mathbf{x}_{Bt} - \lambda_{AB} \mathbf{x}_{At} \quad (6)$$

$$\mathbf{x}_{ABt} = (\boldsymbol{\alpha}_B - \lambda_{AB} \boldsymbol{\alpha}_A) + (\boldsymbol{\beta}_B - \lambda_{AB} \boldsymbol{\beta}_A) t + (\boldsymbol{\delta} r_t - \lambda_{AB} \boldsymbol{w}_t) + (\mathbf{e}_{Bt} - \lambda_{AB} \mathbf{e}_{At})$$

$$\boldsymbol{\epsilon}_{ABt} = (\boldsymbol{\delta} r_t - \lambda_{AB} \boldsymbol{w}_t) + (\mathbf{e}_{Bt} - \lambda_{AB} \mathbf{e}_{At})$$

Obsérvese que $\boldsymbol{\epsilon}_{ABt}$ puede ser interpretado como el residuo resultante de ajustar mediante mínimos cuadrados ordinarios una tendencia determinística a x_{ABt} .

$$\text{Si } E(r_t \boldsymbol{w}_t / I_{t-1}) = \mathbf{0} \text{ y } E(\mathbf{e}_{At} \mathbf{e}_{Bt} / I_{t-1}) = \mathbf{0} \quad (7)$$

$$V(\boldsymbol{\epsilon}_{ABt} / I_{t-1}) = (\boldsymbol{\delta}^2 h_{rt} + \lambda_{AB}^2 h_{wt}) + (\boldsymbol{\sigma}_B^2 + \lambda_{AB}^2 \boldsymbol{\sigma}_A^2)$$

Si $r_t = w_t$, si se puede encontrar un factor común en la variabilidad de x_A y de x_B , la combinación lineal de estas dos variables en la que $\lambda_{AB} = \boldsymbol{\delta}$ es:

$$\mathbf{x}_{ABt} = (\boldsymbol{\alpha}_B - \lambda_{AB} \boldsymbol{\alpha}_A) + (\boldsymbol{\beta}_B - \lambda_{AB} \boldsymbol{\beta}_A) t + (\mathbf{e}_{Bt} - \lambda_{AB} \mathbf{e}_{At}) \quad (8)$$

$$\boldsymbol{\epsilon}_{ABt} = (\mathbf{e}_{Bt} - \lambda_{AB} \mathbf{e}_{At})$$

$$V(\boldsymbol{\epsilon}_{ABt} / I_{t-1}) = (\boldsymbol{\sigma}_B^2 + \lambda_{AB}^2 \boldsymbol{\sigma}_A^2)$$

Si existe un factor común en la variabilidad de x_A y de x_B , es posible encontrar una combinación lineal de estas dos variables ($\lambda_{AB} = \delta$) tal que si se ajusta una tendencia determinística a la misma se obtiene una serie de residuos o una variabilidad que no presenta efectos ARCH sino que por el contrario tiene varianza condicional constante ².

Si no es posible encontrar una combinación lineal de x_A y de x_B con una variabilidad de varianza condicional constante, la metodología a utilizar no permite distinguir entre estos dos casos:

- a) x_A y x_B no presentan ningún factor común en su variabilidad
- b) x_A y x_B presentan un factor común en su variabilidad y los componentes idiosincráticos de dicha variabilidad tienen, al igual que ese factor común, una varianza condicional variable.

En (8) se aprecia que, aunque exista un factor común w_t en la variabilidad del producto de A y de B, si e_A y/o e_B mostraran una varianza condicional variable no habría ninguna combinación lineal de x_A y de x_B a la que se le pudiera encontrar una variabilidad de varianza condicional constante.

Si se parte de (9), donde e_{Bt} y w_t tienen las mismas características detalladas en (5) y (1), respectivamente :

$$\epsilon_{Bt} = \rho w_t + q_t + e_{Bt} \quad (9)$$

$$E(q_t / I_{t-1}) = 0 \quad V(q_t / I_{t-1}) = h_{qt}$$

h_{qt} sigue un proceso ARCH(p)

$$\text{Si además } E(q_t e_{Bt} / I_{t-1}) = 0$$

$$E(w_t q_t / I_{t-1}) = 0$$

$$V(\epsilon_{Bt} / I_{t-1}) = \sigma_B^2 + \rho^2 h_{wt} + h_{qt}$$

² El supuesto de que e_{At} y e_{Bt} no estén correlacionados no resulta esencial siempre y cuando su matriz de varianzas y covarianzas condicional sea constante.

Para la combinación lineal entre x_A y x_B se cumple:

$$x_{ABt} = (\alpha_B - \lambda_{AB}\alpha_A) + (\beta_B - \lambda_{AB}\beta_A) t + (\rho w_t - \lambda_{AB}w_t) + q_t + (e_{Bt} - \lambda_{AB}e_{At}) \quad (10)$$

$$\epsilon_{ABt} = (\rho w_t - \lambda_{AB}w_t) + q_t + (e_{Bt} - \lambda_{AB}e_{At})$$

$$V(\epsilon_{ABt} / I_{t-1}) = (\rho - \lambda_{AB})^2 h_{wt} + h_{qt} + V(e_{Bt} - \lambda_{AB}e_{At})$$

Nuevamente se aprecia que la metodología utilizada no permite detectar que existe un mismo factor w_t en la variabilidad de x_A y en la de x_B debido a que el factor q_t que sólo interviene en la explicación de ϵ_{Bt} presenta varianza condicional variable.

Teniendo en cuenta el análisis precedente se seguirán los siguientes pasos:

- 1) Ajustar mediante mínimos cuadrados ordinarios una tendencia determinística a x_{At} , y a x_{Bt} .
- 2) Ver si se puede rechazar la hipótesis de que tanto la variabilidad del producto de A como la de B presenta varianza condicional constante y si se puede aceptar la alternativa de que dicha varianza tiene efectos ARCH.
- 3) En caso de que se acepte la hipótesis de efectos ARCH en la varianza condicional de la variabilidad del producto de A y de B, determinar si existe alguna combinación lineal de x_{At} y de x_{Bt} , tal que, luego de ajustarle una tendencia determinística, dé lugar a residuos para los que la hipótesis de varianza condicional constante sea aceptada frente a la alternativa de presencia de efectos ARCH. Si esa combinación lineal se encuentra, se concluirá que x_{At} y x_{Bt} presentan un factor de variabilidad común. Ese factor tendría efectos ARCH, lo que explicaría que los residuos de las regresiones de 1) los presenten.

Téngase presente que si las regresiones halladas en 3) presentan residuos para los que la hipótesis de varianza condicional con efectos ARCH es siempre aceptada frente a la de varianza condicional constante, la metodología presentada no permite descartar la presencia de un factor común en la variabilidad de x_{At} y x_{Bt} .

Para un nivel de significación α , será rechazada la hipótesis nula de que ε_{it} (con $i = A, B$) presenta varianza condicional constante y será aceptada la hipótesis alternativa de que ε_{it} tiene una varianza condicional que sigue un proceso ARCH (p) si el estadístico T^*R^2 supera a un valor κ tal que $P(\chi^2_v \leq \kappa) = 1 - \alpha$. Se trata de un test desarrollado por Engle y que está basado en el método de los multiplicadores de Lagrange. El estadístico T^*R^2 presenta las siguientes características:

- T es el número de observaciones y R^2 es el cuadrado del coeficiente de correlación múltiple de una regresión con ε_{it}^2 como variable dependiente, $\varepsilon_{it-1}^2, \varepsilon_{it-2}^2, \dots, \varepsilon_{it-p}^2$, como regresores y en la que se incluye una constante.
- si la hipótesis nula es cierta, T^*R^2 se distribuye χ^2_v , donde v es la cantidad de regresores que se consideren al calcular T^*R^2

Se puede suponer que el set de información pasada relevante para calcular la varianza condicional de ε_{it} es multivariado. En ese caso, el estadístico T^*R^2 se define a partir de una regresión en la que se incluyen como regresores no sólo a $\varepsilon_{it-1}^2, \varepsilon_{it-2}^2, \dots, \varepsilon_{it-p}^2$, sino también a $\varepsilon_{jt-1}^2, \varepsilon_{jt-2}^2, \dots, \varepsilon_{jt-p}^2$, donde ε_j representa la variabilidad del producto del país $j \neq i$, pudiéndose tener en cuenta la variabilidad del producto de más de un país. Si dicho estadístico supera a un valor κ tal que $P(\chi^2_v \leq \kappa) = 1 - \alpha$ (v es el número de regresores considerados para calcular T^*R^2) se aceptará con un nivel de significación α la hipótesis alternativa de que ε_{it} presenta una varianza condicional variable que sigue un modelo MARCH(p), frente a la nula de varianza condicional constante.

Sea el estadístico: (11)

$$\min_{\lambda_{AB}} [f(x_{ABt}) = T * R^2(\lambda_{AB})]$$

$$\text{con } x_{ABt}(\lambda_{AB}) = x_{Bt} - \lambda_{AB} x_{At}$$

*Las regresiones para calcular $T * R^2(\lambda_{AB})$*

tienen a $\epsilon_{AB}^2(\lambda_{AB})$ como variable dependiente ,

siendo sus regresores:

$$\epsilon_{A(t-1)}^2, \epsilon_{A(t-2)}^2, \dots, \epsilon_{A(t-p)}^2$$

$$\epsilon_{B(t-1)}^2, \epsilon_{B(t-2)}^2, \dots, \epsilon_{B(t-p)}^2$$

$$\epsilon_{A(t-1)} \cdot \epsilon_{B(t-1)}, \epsilon_{A(t-2)} \cdot \epsilon_{B(t-2)}, \dots, \epsilon_{A(t-p)} \cdot \epsilon_{B(t-p)}$$

$\epsilon_{AB}(\lambda_{AB})$ es el residuo resultante de ajustar una

tendencia determinística a $x_{ABt} = x_{Bt} - \lambda_{AB} x_{At}$

Engle y Kozicki han demostrado que, bajo ciertas condiciones:

si es cierta la hipótesis nula (12)

$\epsilon_{AB}(\lambda_{AB}^)$ tiene varianza condicional constante*

con λ_{AB}^ tal que minimiza $T * R^2(\lambda_{AB})$*

y un I_{t-1} compuesto por los regresores detallados en (11)

$$\text{se cumple : } \min_{\lambda_{AB}} T * R^2(\lambda_{AB}) \sim \chi^2_v$$

siendo $v = (\text{número de regresores}) - (N - 1)$

($N = \text{cantidad de variables en } I_{t-1}$)

En el caso que la combinación lineal $x_{AB}(\lambda_{AB}^*)$ sea tal que genere un $\epsilon_{AB}(\lambda_{AB}^*)$ para el cual se acepte la hipótesis nula de varianza condicional constante con el I_{t-1} definido en (11), habría indicios para suponer que x_A y x_B presentan un factor común de variabilidad. Como verificación

adicional, se verá si se puede aceptar la hipótesis nula de varianza condicional constante para los residuos resultantes de ajustar una tendencia determinística a $x_{AB}(\lambda_{AB}^*)$. Como hipótesis alternativa se utilizará tanto la presencia de efectos ARCH(p) en la varianza condicional de dichos residuos como la de que dicha varianza sigue un proceso MARCH(p). Si estas hipótesis alternativas se aceptan se cuestionará la presencia de un factor común en la variabilidad de x_A y de x_B .

Si para la combinación lineal $x_{AB}(\lambda_{AB}^*)$ se obtiene un $\varepsilon_{AB}(\lambda_{AB}^*)$ para el cual se rechaza la hipótesis nula de varianza condicional constante dado el I_{-1} definido en (11), se procederá también a testear la hipótesis de varianza condicional constante para los residuos resultantes de ajustar una tendencia determinística a $x_{AB}(\lambda_{AB}^*)$. Si esta hipótesis se acepta frente a la de presencia de efectos ARCH(p) o de un modelo MARCH(p) en la varianza condicional de dichos residuos, se puede llegar a aceptar la presencia de un factor común de variabilidad en x_A y x_B .

RESULTADOS OBTENIDOS

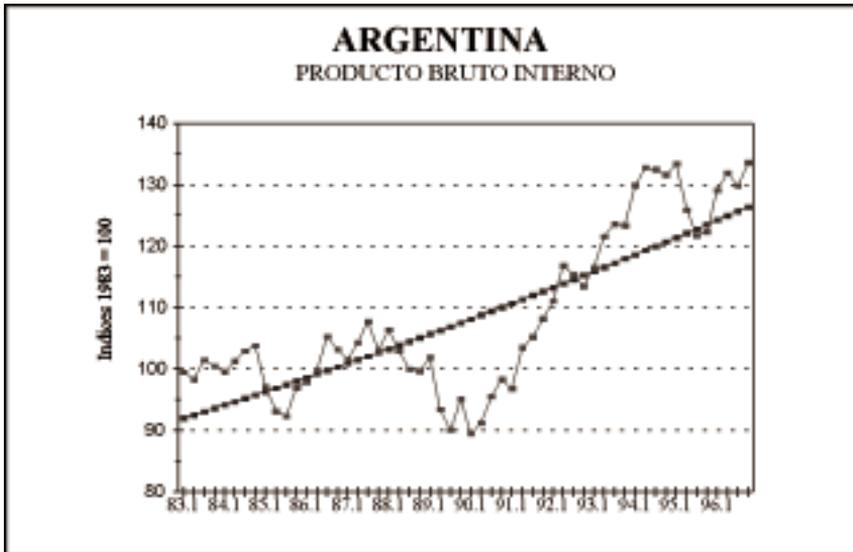
La metodología descrita se ha aplicado a los datos de Producto Bruto Interno de Argentina, Brasil y Uruguay. En el primer caso se manejó información del Ministerio de Hacienda y para los otros países se utilizaron datos del Banco Central. Se trata de datos trimestrales para el período 1983-1996.

Se trabajó con una transformación logarítmica de los datos disponibles. A continuación, se realizó un ajuste estacional basado en el método aditivo, es decir, se utilizó un filtro determinístico, en un intento de eliminar sólo la estacionalidad que interfiriera en la posibilidad de detectar un componente común en la variabilidad del producto en la región y de mantener algún posible componente estacional común que pudiera existir en dicha variabilidad.

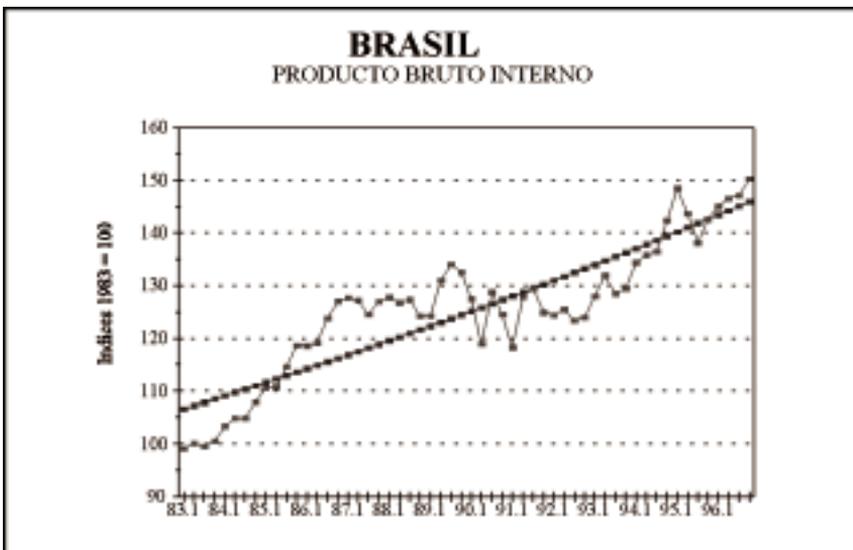
Se ajustaron tendencias determinísticas a los datos transformados en logaritmos y desestacionalizados. Así se obtuvieron las series x_{AR} , x_{BR} y x_{UR} para Argentina, Brasil y Uruguay, respectivamente.

A partir de las siguientes gráficas parece razonable poner a prueba la hipótesis de que en el período estudiado, los tres países considerados mostraron clusters de mayor variabilidad del producto.

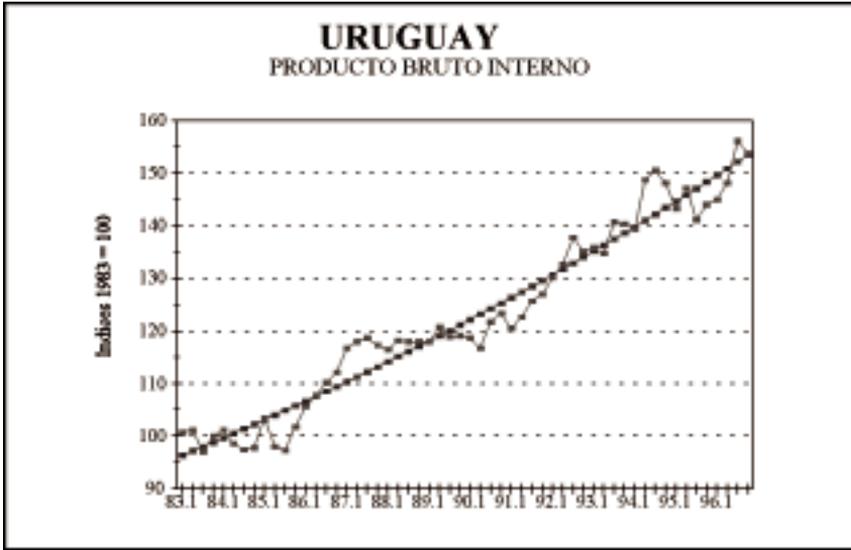
Gráfica Nro. 1



Gráfica Nro. 2



Gráfica Nro. 3



Se llamó ϵ_{AR} , ϵ_{BR} y ϵ_{UR} a la variabilidad del producto de Argentina, Brasil y Uruguay, respectivamente. A estas variabilidades les corresponde la matriz de correlación del Cuadro Nro.1 .

Cuadro Nro.1

Variabilidad del Producto en la Región

Matriz de Correlación

	ϵ_{AR}	ϵ_{BR}	ϵ_{UR}
ϵ_{AR}	1	-0.033206	0.418078
ϵ_{BR}	-0.033206	1	0.348421
ϵ_{UR}	0.418078	0.348421	1

Se destaca la escasa correlación entre la variabilidad del producto de Argentina y de Brasil.

La metodología a emplear requiere que ε_{AR} , ε_{BR} y ε_{UR} presenten varianza condicional variable. Se comprobó que para un set de información pasada univariado y para un nivel de significación del 5% es posible rechazar la hipótesis nula de que la varianza condicional de ε_{AR} , ε_{BR} y ε_{UR} es constante y aceptar la hipótesis alternativa de que dicha varianza se comporta de acuerdo a un modelo ARCH (4). En la primera columna del Cuadro Nro.2 se presentan los valores del estadístico $T \cdot R^2$ utilizado y sus niveles de significación.

Tal como se aprecia en la segunda y en la tercer columna del Cuadro Nro.2, al utilizar sets de información pasada multivariados y con un nivel de significación del 5%, también se pudo rechazar la hipótesis nula de que las varianzas condicionales de ε_{AR} , ε_{BR} y ε_{UR} son constantes y aceptar la alternativa de que varían con el tiempo. El set de información pasada multivariado utilizado para cada país incluyó la variabilidad del producto del propio país y la de los otros dos, con un rezago de un período en el caso que la hipótesis alternativa se refiriera a un MARCH (1) o de dos períodos si trataba de un MARCH(2).

Cuadro Nro. 2

Tests ARCH

	ARCH(4)	MARCH(1)	MARCH(2)
ARGENTINA	33.72 (0.00000)	33.04 (0.00000)	33.71 (0.00001)
BRASIL	16.58 (0.00234)	18.23 (0.00039)	19.38 (0.00356)
URUGUAY	16.49 (0.00242)	10.14 (0.01729)	16.28 (0.01234)

Habiendo detectado la presencia de varianza condicional variable con el tiempo en las variabilidades de los productos de la región, se procedió a buscar factores comunes que explicaran dichas variabilidades. El Cuadro Nro.3 presenta los resultados obtenidos:

Cuadro Nro.3

Estimación de Factores Comunes

	λ que minimiza T^*R^2	T^*R^2 mínimo
ARGENTINA/BRASIL	-0.18	20.37 (0.04046)
ARGENTINA/URUGUAY	0.41	17.34 (0.09832)
BRASIL/URUGUAY	1.30	15.36 (0.16663)

A partir de los valores del estadístico definido en (11) y con un nivel de significación del 5%, se podía concluir que había indicios de que la variabilidad del producto de Argentina y la de Uruguay presentaban un factor común y que lo mismo ocurría para ε_{BR} y ε_{UR} . Con niveles de significación menores al 4.046%, la presencia de un factor de variabilidad común tampoco se podía rechazar para Argentina y Brasil.

Para tener una certeza mayor sobre la presencia de un factor de variabilidad común, se procedió de la siguiente forma:

- se ajustó una tendencia determinística a las siguientes combinaciones lineales:

$$x_{ARBR} = x_{BR} - (-0.18)x_{AR} \quad (13)$$

$$x_{ARUR} = x_{UR} - 0.41x_{AR}$$

$$x_{BRUR} = x_{UR} - 1.30x_{BR}$$

- se probó la hipótesis nula de que fuera constante la varianza condicional de los residuos obtenidos contra tres hipótesis alternativas: que el modelo de dicha varianza fuera un ARCH(4), un MARCH(1) o un MARCH(2). El set de información pasada en los dos últimos casos incluyó las variabilidades de los productos de Argentina, Brasil y Uruguay.

Los resultados obtenidos (valores de los tests T^*R^2 utilizados y sus niveles de significación) aparecen en el Cuadro Nro.4.

Cuadro Nro.4

Tests ARCH para Combinación Lineal "Optima"

	ARCH(4)	MARCH(1)	MARCH(2)
ARGENTINA/BRASIL	13.10 (0.01081)	8.00 (0.09167)	9.28 (0.31948)
ARGENTINA/URUGUAY	7.11 (0.13022)	6.62 (0.15725)	9.62 (0.29255)
BRASIL/URUGUAY	12.46 (0.01426)	17.14 (0.00181)	17.88 (0.02215)

A partir de los resultados del Cuadro Nro.4, se hace mucho más difícil sostener la presencia de un factor común en la variabilidad del producto de Brasil y de Uruguay : a partir de niveles de significación muy bajos no se puede aceptar la hipótesis de varianza condicional constante de los residuos obtenidos al ajustar una tendencia determinística a la combinación lineal x_{BRUR} definida en (13).

Por otra parte se hace más verosímil la hipótesis de un factor común en la variabilidad del producto de Argentina y de Brasil. En efecto, si se trabaja con un set de información pasada multivariado, la combinación lineal x_{ARBR} definida en (13) muestra una variabilidad en torno a una tendencia determinística para la cual se puede aceptar la hipótesis de varianza condicional constante a un nivel de significación del 5%.

Sin embargo, cabe destacar que el signo negativo del parámetro en x_{ARBR} estaría indicando que si un mismo factor pudiera explicar la variabilidad del producto de Argentina y de Brasil, dicho factor tendría efectos opuestos sobre dicha variabilidad. Así, si por su influencia el producto brasileño se ubicara por encima de su tendencia, el producto argentino evolucionaría por debajo de ella.

La presencia de un factor común de variabilidad en los productos de Argentina y de Uruguay aparece confirmada a partir de los resultados mostrados en el Cuadro Nro.4.

REFLEXIONES PARA LA UNION MONETARIA EN EL MERCOSUR

A partir de los resultados obtenidos se podría concluir que Argentina y Uruguay podrían llegar a considerar como óptima una misma política monetario-cambiaría con lo que les resultaría **menos costoso** renunciar a utilizar el instrumento cambiario en forma independiente y adoptar una moneda común.

El comportamiento que desde principios de los ochenta ha mostrado la variabilidad del producto de Argentina y de Brasil estaría indicando que una unión monetaria para todo el Mercosur enfrentaría dificultades. Si se reconoce un factor común en dichas variabilidades, el mismo habría dado lugar a comportamientos opuestos de la misma, haciendo que, en promedio, si el producto de un país se ubicaba por encima de su tendencia de crecimiento el del otro lo hacía por debajo. Es muy probable, por lo tanto, que los agentes perciban que las variaciones de tipo de cambio de la moneda común que un país proponga para reducir la variabilidad del producto sean opuestas a las sugeridas por el otro.

Sin embargo, es necesario destacar que no tiene porqué perpetuarse el comportamiento que históricamente ha mostrado la variabilidad del producto de Argentina y de Brasil, especialmente si se tiene en cuenta que la mayor integración comercial que se ha venido observando en estos países desde comienzos de la década de los noventa puede estar incentivando una correlación positiva de las variabilidades de sus productos. Los requerimientos de la metodología descripta impidieron que se la pudiera aplicar al período 1990-1996.

La metodología utilizada no permitió detectar la presencia de un factor común de variabilidad en el producto de Uruguay y de Brasil. Sin embargo, no se puede descartar la presencia de dicho factor. Puede ocurrir, por ejemplo, que la variabilidad de producto brasileña presente componentes idiosincráticos de varianza condicional variable. Por otra parte, la imposibilidad de aplicar la metodología utilizada a un período como el de la década de los noventa en que aumentó la integración económica uruguayo-brasileña, no permite detectar la mayor dependencia que parece razonable haya mostrado la variabilidad del producto uruguayo respecto de la brasileña en ese período.

Por otra parte, cabe destacar que no se han estimado modelos para la varianza condicional de la variabilidad del producto de cada uno de los países considerados. Simplemente se aceptó la hipótesis de que sigue un proceso ARCH(4) sin llegar a estimarlo. Se está, por lo tanto, ante una primera aproximación al tema considerado.

El hecho que Argentina y Brasil encuentren mayores dificultades en renunciar a una política monetario-cambiaria independiente no implica que necesariamente deban descartar la adopción de una moneda común. Para Argentina, la concreción de una unión monetaria con Brasil significaría una reducción de la incertidumbre sobre la evolución de los beneficios de las empresas que exporten a Brasil o que inviertan en ese país. Para Brasil, por otra parte, una unión monetaria con Argentina podría ser un forma de importar la credibilidad inflacionaria que dicho país ha generado vía su régimen de convertibilidad.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Engle, R. y Susmel, R. (1993): "*Common volatility in international equity markets*". Journal of Business and Economic Statistics 11 (2). Págs. 167-176.

Fernández Castro, R. (1997): Una evaluación sobre la conveniencia de una unión monetaria en el Mercosur. Tesis para obtención del título de Magister en Economía Internacional de la Maestría en Economía Internacional del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República Oriental del Uruguay. Mimeo.

Mills, T. (1993): "*The econometric modelling of financial time series*". Cambridge University Press.