



Universidad de
San Andrés

Departamento de Economía

Ciclo de Seminarios

*Crecimiento, riesgo país y términos
de intercambio*

Ignacio Warnes y Ludmila Venturini

Departamento de Economía

Director
Mariano Tommasi
Ph.D. in Economics, University of Chicago

Ciclo de Seminarios

Coordinador
Ph.D. in Economics
02/18

Ir a
<http://www.uec.edu.ar>
o
directo

Martes 29 de octubre de 2002
Sala de reuniones - CEDI



CRECIMIENTO, RIESGO PAIS Y TÉRMINOS DE INTERCAMBIO

26-8-2002

Ignacio Warnes y Ludmila Venturini

Introducción

Los acontecimientos que signaron los últimos años del régimen de convertibilidad y su traumático abandono han replanteado la necesidad de entender cuáles fueron los factores que condujeron a dicha crisis. En este sentido, se han ido delineando distintas interpretaciones, tanto entre los economistas argentinos como entre los estudiosos de la economía internacional.

La economía argentina estuvo en la década de los 90 a la vanguardia en cuanto a privatizaciones de empresas públicas, atrajo importantes niveles de inversión extranjera, y simultáneamente, redujo su tasa de inflación de niveles inaceptablemente altos a una de las más bajas en el mundo. Asimismo, en el período 91-98, en un clima favorable de expectativas sólo interrumpido por la crisis del Tequila, el crecimiento del producto estuvo entre los mayores del mundo. Dados estos datos, para muchos es difícil entender la voracidad y profundidad de la crisis que, a partir del año 98 y cada vez con mayor virulencia, afecta a la Argentina, y que ha alcanzado un grado mayúsculo a partir de Diciembre del 2001.

Existen distintas líneas de análisis acerca de las causas más profundas de esta crisis. Mencionaremos algunas de las más difundidas. Podríamos agruparlas de la siguiente manera:

I) La tesis de que el sistema de convertibilidad era perfectamente válido, pero que no hubo suficiente esfuerzo fiscal ni flexibilidad en los mercados laborales argentinos para sostener sus logros: la persistencia de déficits fiscales, y la consecuente acumulación de deuda, conducían a un aumento del riesgo país, generando un problema de sustentabilidad fiscal. Uno de los principales expositores de dicha tesis es Michael Mussa. La postura de Mussa, si bien es más crítica, se asocia, entre los economistas argentinos, a la visión de Ávila, que postula que en nuestra economía, es el riesgo país el motor del ciclo económico, y que una mejoría de la situación fiscal, vía reducción del gasto público especialmente, es el mecanismo idóneo para recuperar la confianza de los inversores, reiniciando el ciclo virtuoso de inversión y crecimiento. Vale aclarar que este enfoque, de manera más o menos consecuente, constituyó una parte saliente del pensamiento que guió la política económica de nuestro país a partir de la crisis del Tequila y hasta fines del 2001, con la posible excepción de un breve período a mediados del año 2001

II) La tesis que postula que el sistema de convertibilidad era perfectamente válido como la mayor parte de las políticas que lo acompañaron pero sucumbió ante una conjunción de fenómenos difícilmente predecibles (dado que son eventos de baja probabilidad). Entre esos fenómenos se destaca el freno a las inversiones en los países emergentes a partir de 1998 (crisis rusa) así como la devaluación de la moneda brasileña. Esta visión se encuentra desarrollada por Calvo. Dicha interrupción en el flujo de capitales habría originado la recesión, no sólo por sus obvias consecuencias financieras sino también por el efecto que tuvo sobre el tipo real de cambio.

La característica común de las interpretaciones que agrupamos en I) y II) es que resaltan el valor de los movimientos internacionales de capitales, ubicándolos en el origen de los ciclos económicos en la Argentina.

III) La tesis que afirma que el sistema de convertibilidad estaba entre las causales de la problemática Argentina en los últimos años. Dado que la Argentina no formaba parte de una "optimal currency area" con los Estados Unidos, y al ser por otro lado una nación con un importante sector de bienes no transables, este sistema no podía ser utilizado como mecanismo permanente de fijación del tipo de cambio. Con distintos matices, entre los

impulsores de dicha visión debemos anotar a Paul Krugman, a Sebastián Edwards y a Joseph Stiglitz. En particular, una de las aseveraciones de Stiglitz es que al no permitir la convertibilidad ajustes del tipo de cambio nominal, los shocks internacionales adversos requerirían sucesivos ajustes del gasto público que lejos de restaurar la confianza y el crecimiento habrían terminado causando una profundización de la recesión y precipitando la debacle económica.

En este trabajo, nos proponemos reunir evidencia que contribuya a calificar el mérito relativo de estos enfoques, testeando el efecto sobre el producto, a lo largo del período 1994-2001, de las variaciones en algunas de las principales variables financieras y reales que afectan a la economía argentina. El punto crítico de análisis es estimar el impacto relativo de los shocks financieros y reales externos sobre dicha economía.

Para ello, se desarrolla un modelo econométrico estilizado que identifica los principales factores que determinan el crecimiento económico, en el contexto de la economía argentina, buscándose un modelo que, con un número reducido de variables reales y financieras, posea un poder explicativo satisfactorio.

En la Argentina de los años 90- así como en muchos de los llamados mercados emergentes- los niveles del spread soberano, por sobre el rendimiento de los Treasuries, constituyen la variable financiera con mayor sensibilidad intrínseca: con mercados financieros internacionalmente integrados y con mercados de equity domésticos de significación escasa y decreciente, es en la deuda pública, que representa una alta proporción de los activos financieros de origen doméstico, donde se encuentra el mayor termómetro de la evolución financiera. Siguiendo la tradición del área, llamaremos a esta variable, indistintamente, prima de riesgo país o spreads soberanos.

Dentro de la literatura, varios autores han señalado la importante vinculación entre estos spreads de rendimiento y el crecimiento del producto. En la mayoría de los casos el interés ha sido explicar el comportamiento de los spreads soberanos. Entre ellos se encuentra el trabajo de Ahumada y Garegnani, en el cual se evaluaban conjuntamente los riesgos de default y de devaluación en Argentina, usando un enfoque de variables cointegradas. Por su parte, Kamin y Von Kleist analizaron el impacto de las calificaciones de riesgo, del tiempo faltante hasta el vencimiento y de la denominación de moneda sobre los spreads, hallando importantes diferencias regionales en los spreads que van más allá de lo explicado por los "fundamentos" de riesgo y que indicarían la presencia de contagio. Oks y Gonzalez Padilla, han estudiado los determinantes de la prima de riesgo en la Argentina de 1994-99, incorporando un factor de liquidez sistémica y encontrando que el nivel de rendimientos de los treasuries norteamericanos no resulta significativo. Mencionaremos también al trabajo de J. Nogués y M. Grandes, 1999.

En nuestro caso, la vinculación que intentamos establecer tiene al "riesgo país" como variable explicativa del crecimiento del producto.

En ese sentido, nuestro trabajo tiene puntos en común con el de Avila, dado que él también utilizó a la prima de riesgo como factor explicativo del ciclo. Ávila llevó a cabo su estudio "partiendo de la hipótesis de que el gran disparador del ciclo económico en un país pequeño y abierto al movimiento internacional de capitales es la prima de riesgo país". En este trabajo, compartimos (y comprobamos nuevamente) que la economía argentina recibe fuertes influencias de los movimientos internacionales de capitales. La mayor diferencia con ese ensayo es que incorporaremos desde un comienzo tanto variables shocks externos financieros como reales en el análisis del ciclo, y hallamos significatividad en ambos casos.

En este trabajo se pretende así, hallar una relación estilizada entre el crecimiento del PBI y una serie de variables exógenas, entre las que se encuentra el riesgo país. Para ello se

estiman modelos econométricos que permitan establecer cuáles son los determinantes más importantes.

Entre las variables reales, nos interesó en primer término considerar a los términos de intercambio por dos razones. En primer lugar, porque se trata de un factor que debería incidir en los incentivos para invertir en el país, ya que determina la rentabilidad de las inversiones en el sector transable. En segundo lugar, es una variable cuyos efectos creemos necesario cuantificar desde un principio, debido a su carácter exógeno para una economía relativamente pequeña como la Argentina.

Debido a los grandes cambios que han tenido lugar en Argentina en la década de los noventa, el análisis se restringe al período 1994- 2001 (segundo trimestre), con el fin de evitar que los cambios estructurales se reflejen en las estimaciones econométricas.

El "Riesgo País" en este trabajo se mide por el Índice del spread del FRB (modificado por un factor de corrección¹ que lo hace compatible con la medición del EMBI) sobre el bono equivalente del Tesoro Americano para el período primer trimestre de 1994 al primer trimestre de 1995, y se utiliza el índice EMBI de JP Morgan a lo largo del período segundo trimestre de 1995 y hasta el segundo trimestre del 2001.

A fin de evaluar los méritos de los enfoques mencionados en primer término, nos formularemos las siguientes preguntas:

¿Podemos confirmar que los movimientos internacionales de capitales, expresados a través del índice de prima de riesgo país, incide en la evolución del producto? ¿Podemos rechazar (o confirmar) que, una vez que el índice de riesgo país ha sido incorporado, las variables comerciales, representadas por el índice de términos de intercambio, afectan la evolución de ciclo?

¿Y podemos, asimismo, rechazar (o aceptar) que, una vez que el índice de riesgo país y los términos de intercambio han sido considerados, elementos potencialmente imprevisibles, como las variaciones de tipo de cambio real con Brasil, contribuyen a explicar la evolución del producto?

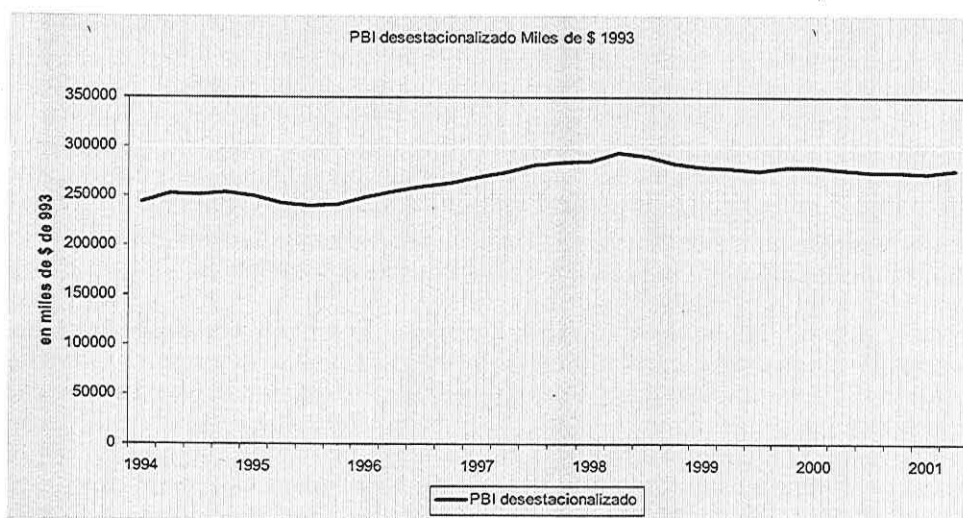
En las próximas secciones, desarrollaremos las respuestas a estos interrogantes.

I) Evolución de Las Series y Análisis de Regresión:

Evolución del PBI desestacionalizadoⁱⁱ

Como puede observarse esta variable presenta tendencias claramente diferenciadas a lo largo del período de estudio. Así el año 1994 describe una leve tendencia creciente, la que se invierte en el primer trimestre de 1995 y hasta el tercer trimestre del mismo año. A partir de ese entonces el PBI crece ininterrumpidamente hasta el segundo trimestre de 1998, momento en que esta tendencia se invierte, mostrando caídas en el valor del PBI casi hasta concluir el período de observación.

La evolución del PBI muestra entonces la gran influencia en la economía Argentina de las crisis externas. El efecto Tequila golpeó a la economía durante 1995. Así mismo las crisis Asiática y Rusa invirtieron la tendencia de crecimiento en 1998, lo que fue agravado posteriormente por la devaluación de Brasil.



Al ser el PBI una variable real, presenta cierto componente inercial debido a su imposibilidad de reaccionar en forma inmediata ante cambios en las variables que lo determinan. Esto implica que gran parte de su comportamiento debería explicarse por su rezago anterior.

Modelo 1

Dependent Variable: PBI_DESES

Method: Least Squares

Date: 07/08/02 Time: 17:08

Sample(adjusted): 1994:2 2001:2

Included observations: 29 after adjusting endpoints

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI_DESES(-1)	1.003923	0.003045	329.6720	0.0000
R-squared	0.921495	Mean dependent var		268468.1
Adjusted R-squared	0.921495	S.D. dependent var		15675.40
S.E. of regression	4392.050	Akaike info criterion		19.64685
Sum squared resid	5.40E+08	Schwarz criterion		19.69400
Log likelihood	-283.8794	Durbin-Watson stat		0.949990

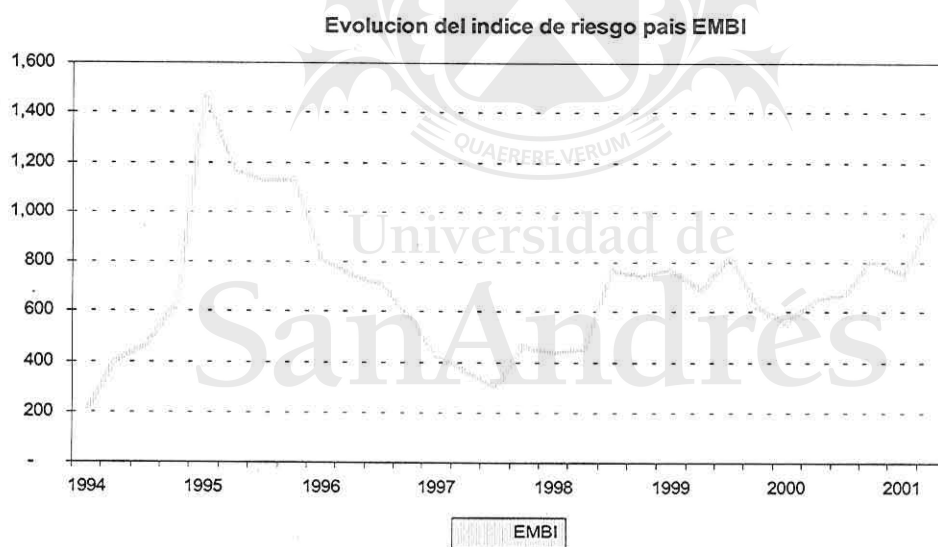
Como puede verse el PBI está explicado en un 92% por su primer rezago. El coeficiente es significativo e indica que si el PBI aumenta en una unidad en t_0 , en t_1 aumentara algo mas de una unidad (unidad para el PBI se definió como millones pesos de 1993). (Sin embargo

este modelo tiene problemas de autocorrelación serial como lo demuestra el test de Breush-Godfrey o test LM, ver Anexo A).

Índice de Riesgo

El "Riesgo País" en este trabajo se mide por el Índice del spread del FRB (modificado por un factor de correcciónⁱⁱⁱ que lo hace compatible con la medición del EMBI) sobre el bono equivalente del Tesoro Americano para el período primer trimestre de 1994 al primer trimestre de 1995, y se utiliza el índice EMBI de JP Morgan a lo largo del período segundo trimestre de 1995 y hasta el segundo trimestre del 2001.

El comportamiento de este índice ha tenido períodos bien diferenciados. A grandes rasgos podríamos diferenciar tres de ellos: en primer lugar, un tramo donde el riesgo es creciente (y que incluye el punto más crítico de la crisis del Tequila) desde el comienzo de la muestra en enero de 1994 y hasta marzo de 1995, mes en el cual la serie alcanza su pico. En segundo lugar, un tramo de spreads decrecientes desde abril de 1995 y hasta agosto de 1997. Y por último, un período de altas y bajas que se extiende hasta el final de la muestra, signado por los efectos de las crisis asiática, rusa y brasileña. De todas maneras, en este último período y a pesar de los altibajos se puede afirmar que el spread tuvo una tendencia creciente.



Como puede apreciarse en el gráfico las grandes subas del spread han estado asociadas a momentos de shocks externos, con amplia repercusión en la región latinoamericana (crisis rusa, asiática) o bien originados en países del área (crisis mexicana, crisis brasileira). En el primero de los períodos considerados anteriormente, noviembre de 1994, el spread comienza a subir a una velocidad más alta para llegar a marzo de 1995 con el mayor valor de la serie. El valor en este punto es quince veces más alto que el riesgo en el mes de enero de 1994^{iv}. Recordamos que en ese entonces el país enfrentaba no sólo las consecuencias internas de los coletazos del efecto tequila, sino también cierto grado de incertidumbre asociada con el escenario político de la época, ya que en mayo de dicho año se produjeron las elecciones presidenciales. En ese mes y luego de los acuerdos finalmente firmados con el FMI, el spread comienza un período de caída tendencial.

En agosto de 1997 se produce un quiebre en esta tendencia, consecuencia de la crisis de los países asiáticos y las devaluaciones que trajeron aparejadas, lo cual se reflejó en un mayor riesgo para los mercados emergentes. Luego de un período de altibajos relativamente suaves, en agosto de 1998 el spread sufre un incremento brusco, esta vez por las noticias provenientes de Rusia y este aumento se prolonga hasta el mes siguiente. El próximo pico se da en enero de 1999, con la devaluación del Real en Brasil. Pero es interesante notar que en este caso no se llegó a alcanzar el valor de septiembre de 1998^v.

Incorporamos el riesgo país en nuestro modelo de PBI:

Modelo 2

Dependent Variable: PBI_DESES

Method: Least Squares

Date: 07/08/02 Time: 17:36

Sample(adjusted): 1994:2 2001:2

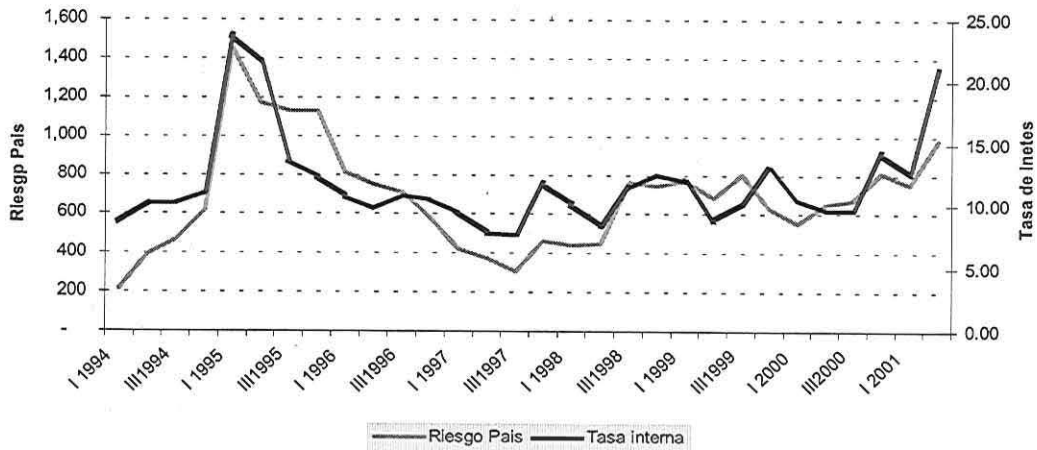
Included observations: 29 after adjusting endpoints

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI_DESES(-1)	1.023030	0.007285	140.4386	0.0000
EMBI	-7.313294	2.585976	-2.828059	0.0087
R-squared	0.939435	Mean dependent var		268468.1
Adjusted R-squared	0.937192	S.D. dependent var		15675.40
S.E. of regression	3928.486	Akaike info criterion		19.45637
Sum squared resid	4.17E+08	Schwarz criterion		19.55066
Log likelihood	-280.1173	F-statistic		418.8052
Durbin-Watson stat	1.004205	Prob(F-statistic)		0.000000

El primer rezago del PBI y el riesgo país parecería explicar cerca del 94% de las variaciones del PBI. Además ambos coeficientes resultan individual y conjuntamente distintos de cero y tienen los signos esperados: ante un aumento en una unidad del PBI en t_0 , el PBI en t_1 aumentara algo más de una unidad (recordemos que la unidad para el PBI son millones de pesos de 1993); si el riesgo país aumenta en una unidad el PBI disminuye 7,31 unidades. Además el Test LM indicaría ausencia de autocorrelación^{vi}.

Con el fin de constatar el mecanismo de transmisión que vincula el índice de riesgo país con el ciclo económico, presentamos a continuación la relación gráfica y estadística entre dicho índice y el valor de las tasas de interés domésticas, medidas por el índice de préstamos a empresas de primera línea:

Relación entre el Riesgo País y la tasa de interes interna



También podemos ver la correlación entre estas variables estimando el siguiente modelo

$$EMBI = C(1)R_INT$$

Dependent Variable: EMBI
 Method: Least Squares
 Date: 08/25/02 Time: 20:46
 Sample: 1994:1 2001:2
 Included observations: 30

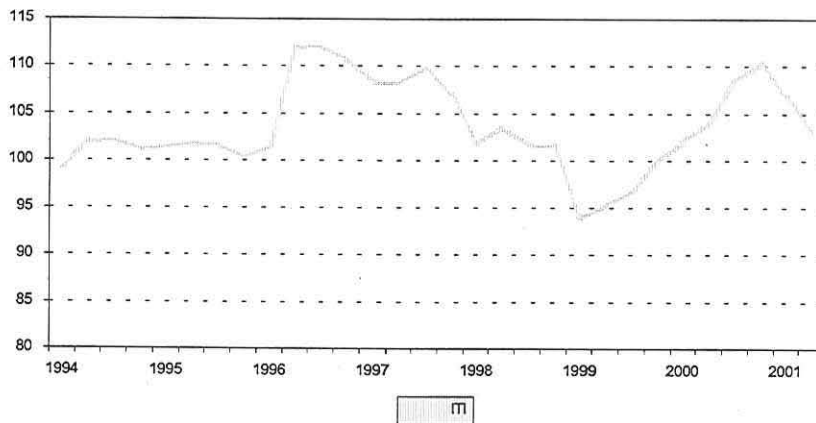
Variable	Coefficien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R INT	58.22217	2.470686	23.56519	0.0000
R-squared	0.637749	Mean dependent var	690.027	7
Adjusted R-squared	0.637749	S.D. dependent var	279.636	5
S.E. of regression	168.3056	Akaike info criterion	13.1222	0
Sum squared resid	821476.4	Schwarz criterion	13.1689	1
Log likelihood	-195.8331	Durbin-Watson stat	0.75875	9

Índice de Términos de Intercambio

Al ser este un país pequeño con escasa influencia en la mayoría de los mercados los precios en el mercado internacional de sus bienes transables estarán determinados exógenamente. Mas aún, la existencia del tipo de cambio fijo unido a un índice de inflación muy bajo para el período en cuestión, implican que la relación entre los precios de los bienes transables y los no transables fue casi predominantemente determinada por las variaciones internacionales de precios. Los términos de intercambio resultan importantes en la evolución del PBI ya que representaran otra fuente de shock externo y además serán cruciales en la determinación del resultado de la balanza comercial, el ingreso de divisas, la cantidad de circulante y la tasa de interés. Es a través de estos dos últimos que los términos tienen su influencia en

el PBI ya que un mayor ingreso de dólares aumentara la liquidez y bajara la tasa de interés, estimulando de esta manera la actividad económica.

Evolucion del indice de Terminos de Intercambio 1993=100



Incorporamos ahora esta variable como explicativa para la evolución del PBI. Esto es lo que denominamos modelo inicial.

Modelo 3

Dependent Variable: PBI_DESES
 Method: Least Squares
 Date: 07/08/02 Time: 18:26
 Sample(adjusted): 1994:2 2001:2
 Included observations: 29 after adjusting endpoints

Variable	Coefficien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI_DESES(-1)	0.910143	0.026831	33.92160	0.0000
EMBI	-9.246582	2.063102	-4.481883	0.0001
ITI	305.0000	70.85312	4.304680	0.0002
R-squared	0.964638	Mean dependent var		268468.1
Adjusted R-squared	0.961918	S.D. dependent var		15675.40
S.E. of regression	3058.999	Akaike info criterion		18.98726
Sum squared resid	2.43E+08	Schwarz criterion		19.12870
Log likelihood	-272.3153	F-statistic		354.6264
Durbin-Watson stat	1.667254	Prob(F-statistic)		0.000000

Todas las variables resultan significativas en forma individual y en conjunto para explicar el comportamiento del PBI desestacionalizado. Además los coeficientes tienen el signo esperado y el valor del R^2 alcanza el 96%.

La ventaja es que este es un modelo muy simple para explicar la evolución del PBI. Señalemos sin embargo que el test LM marca la presencia de autocorrelación^{vii}, por lo cual estimaremos nuevamente esta relación vía máxima verosimilitud.

La interpretación de los coeficientes en el modelo, basado en el resultado anterior y en los valores promedio de las variables en el período considerado puede pensarse del siguiente modo: si el ITI aumenta en un 1% el PBI aumenta 0,12% ; si el EMBI aumenta 1% entonces el PBI cae 0,02% y si el PBI en t_0 aumenta 1% el PBI en t_1 aumenta 0,9% .^{viii}

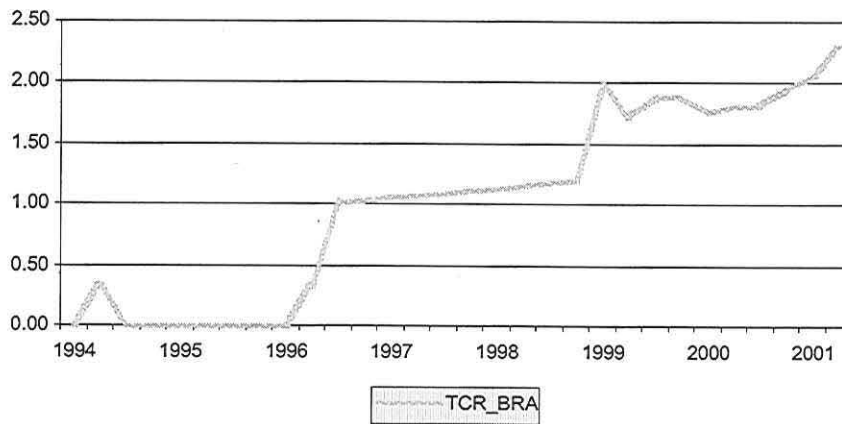
Con respecto a las interpretaciones sobre la crisis del régimen de Convertibilidad, esta capacidad explicativa del índice de términos de intercambio señala que el origen de la crisis no puede circunscribirse exclusivamente al cambio en los flujos de capital, y que los factores reales están a la par de los financieros como causales de la debacle. En ese sentido, este hallazgo apoya la tesis de que el régimen cambiario, y las rigideces nominales asociadas a dicho régimen, pueden haber constituido un elemento de primera magnitud en la incapacidad de la economía argentina para ajustarse a las nuevas condiciones creadas por la reversión del flujo de capitales con los países emergentes a partir de 1998. Esto es así porque las modificaciones del tipo de cambio real vinculadas a la caída en los términos de intercambio no pudieron ser acompañadas por ajustes similares en el tipo de cambio nominal.

A continuación analizaremos algunas variantes de este modelo. Por ejemplo, podríamos pensar que la evolución del tipo de cambio real de Brasil influye sobre el crecimiento de nuestro producto, ya que esta es una economía con la cual tenemos una alta interdependencia comercial.

Tipo de Cambio Real Argentina - Brasil

Se considera pues el tipo de cambio real entre Argentina y Brasil como un posible determinante adicional del PBI. Esta variable se incluye dada la importancia que revisten las transacciones con Brasil en el comercio exterior argentino. Esperaríamos que las apreciaciones del tipo de cambio real con el Brasil influencien negativamente el PBI argentino debido a la pérdida de competitividad relativa. Vemos que el tipo de cambio evolucionó con una tendencia positiva casi para todo el período. Durante 1994 el tipo de cambio real con Brasil se apreció levemente, para posteriormente retomar sus valores anteriores. Se mantuvo desde mediados de 1994 hasta 1996 donde comenzó su tendencia de apreciación. En el gráfico se observa un fuerte salto del tipo de cambio en 1996 y en 1999, que continúa con un período de inestabilidad. A partir de 2000 el tipo de cambio sube en forma permanente.

Evolución del tipo de cambio real con Brasil



Incorporamos el tipo de cambio real con Brasil

Modelo 4

Dependent Variable: PBI_DESES
 Method: Least Squares
 Date: 06/27/02 Time: 23:31
 Sample(adjusted): 1994:2 2001:2
 Included observations: 29 after adjusting endpoints

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI_DESES(-1)	0.906460	0.036127	25.09120	0.0000
EMBI	-9.157321	2.179370	-4.201820	0.0003
ITI	312.2099	85.74015	3.641351	0.0012
TCR_BRA	161.5276	1035.298	0.156020	0.8773
R-squared	0.964672	Mean dependent var		268468.1
Adjusted R-squared	0.960433	S.D. dependent var		15675.40
S.E. of regression	3118.062	Akaike info criterion		19.05525
Sum squared resid	2.43E+08	Schwarz criterion		19.24385
Log likelihood	-272.3012	F-statistic		227.5541
Durbin-Watson stat	1.659127	Prob(F-statistic)		0.000000

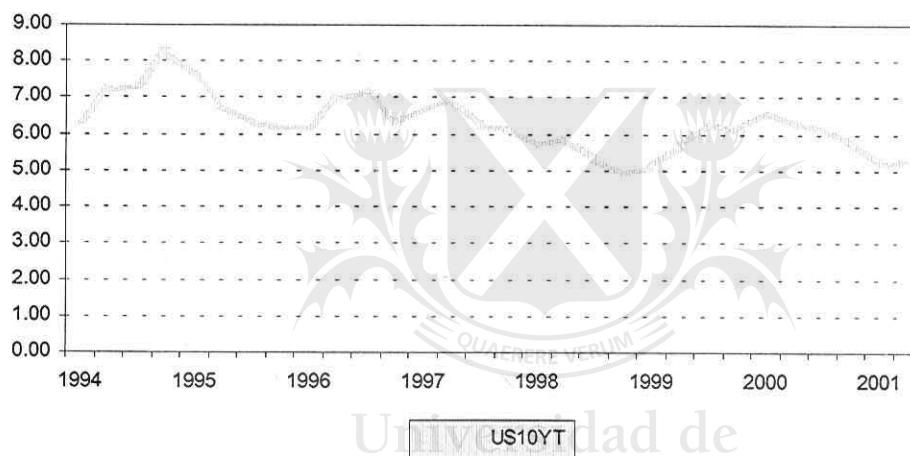
Vemos que esta variable resulta no significativa^x, con lo que parecería no explicar la evolución del PBI argentino. Por ello encontramos más apropiado no incluir dicha variable entre las explicativas^x.

Otra variable que resulta conveniente considerar es la tasa de interés de los Estados Unidos, ya que la enorme importancia del mercado de deuda norteamericano avalaría la hipótesis de la influencia de esta variable sobre el crecimiento del producto en Argentina.

Tasa de los Bonos del Tesoro Americano a 10 años

Esta variable, de primer orden de magnitud en la economía global, ha tenido un comportamiento relativamente estable y con una suave tendencia decreciente a lo largo del período muestral:

Evolucion de la Tasa del Tesoro Norteamericano a 10 años



Incorporamos esta variable al análisis para evaluar los resultados

Modelo 6

Dependent Variable: PBI_DESES

Method: Least Squares

Date: 06/27/02 Time: 23:51

Sample(adjusted): 1994:2 2001:2

Included observations: 29 after adjusting endpoints

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI_DESES(-1)	0.911381	0.029437	30.96050	0.0000
EMBI	-9.268808	2.112446	-4.387714	0.0002
ITI	296.2948	105.1649	2.817431	0.0093
US10YT	93.45443	820.4960	0.113900	0.9102
R-squared	0.964656	Mean dependent var		268468. 1
Adjusted R-squared	0.960415	S.D. dependent var		15675.4 0

S.E. of regression	3118.770	Akaike info criterion	19.0557
			1
Sum squared resid	2.43E+08	Schwarz criterion	19.2443
			0
Log likelihood	-272.3078	F-statistic	227.446
			9
Durbin-Watson stat	1.656095	Prob(F-statistic)	0.00000
			0

Sin embargo esta variable parecería no influir en el comportamiento del PBI, tal como lo revela la no significatividad de su coeficiente. En ese sentido, obtenemos resultados similares a los de Ávila. (Por otra parte, esta variable presenta problemas de autocorrelación^{xi}).

También podríamos plantearnos la posibilidad de incluir algún rezago de los términos de intercambio, ya que debemos pensar que la producción no puede variar inmediatamente ante modificación en los mismos.

Incluimos 1er rezago de ITI

Modelo 7

Dependent Variable: PBI_DESES

Method: Least Squares

Date: 06/27/02 Time: 23:56

Sample(adjusted): 1994:2 2001:2

Included observations: 29 after adjusting endpoints

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI_DESES(-1)	0.909426	0.029403	30.92940	0.0000
EMBI	-9.258110	2.110898	-4.385863	0.0002
ITI	294.0776	179.3819	1.639394	0.1137
ITI(-1)	12.86448	193.3825	0.066524	0.9475
R-squared	0.964644	Mean dependent var		268468.
				1
Adjusted R-squared	0.960402	S.D. dependent var		15675.4
				0
S.E. of regression	3119.303	Akaike info criterion		19.0560
				5
Sum squared resid	2.43E+08	Schwarz criterion		19.2446
				4
Log likelihood	-272.3127	F-statistic		227.366
				3

Durbin-Watson stat 1.668123 Prob(F-statistic) 0.00000
0

Sin embargo el coeficiente del primer rezago resulta no significativo, es decir que parecería no ser relevante para explicar el comportamiento del PBI^{xii}.

Analizamos además el 1er rezago del EMBI

Modelo 8

Dependent Variable: PBI_DESES
Method: Least Squares
Date: 06/28/02 Time: 00:06
Sample(adjusted): 1994:2 2001:2
Included observations: 29 after adjusting endpoints

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI_DESES(-1)	0.909783	0.027726	32.81368	0.0000
EMBI	-9.070599	3.042629	-2.981171	0.0063
EMBI(-1)	-0.240259	3.001064	-0.080058	0.9368
ITI	306.3013	74.05291	4.136250	0.0003
R-squared	0.964647	Mean dependent var		268468. 1
Adjusted R-squared	0.960405	S.D. dependent var		15675.4 0
S.E. of regression	3119.180	Akaike info criterion		19.0559 7
Sum squared resid	2.43E+08	Schwarz criterion		19.2445 6
Log likelihood	-272.3116	F-statistic		227.385 0
Durbin-Watson stat	1.655597	Prob(F-statistic)		0.00000 0

Como vemos el coeficiente de esta ultima variable considerada tampoco resulta significativo^{xiii}.

Llama la atención el hecho de que el PBI reaccione inmediatamente ante los cambios de estas variables (como parecería indicar la no significatividad de los coeficientes de los primeros rezagos), sobre todo cuando es sabido que existen ciertas inflexibilidades en las variables reales, es decir que reaccionan con cierto lag. Es posible que contar con el primer rezago del PBI como variable explicativa absorba ya todo tipo de influencias de las variables pasadas en las variaciones corrientes del PBI.

II) Estimación por el método de máxima verosimilitud(ml)

Dado que nuestro modelo inicial tiene como regresor la variable dependiente rezagada ($E(Y_{t-1}, \mu_t) \neq 0$) y existen problemas de autocorrelación serial adicionales (es decir $E(\mu_{t-1}, \mu_t) \neq 0$), es posible que las estimaciones mínimo cuadráticas no sean consistentes. Es por ello que buscamos una metodología alternativa de estimación, el método de Máxima Verosimilitud.

Como primera medida estimamos un modelo que incluye como variables explicativas PBI_DESES(-1) ITI EMBI (es decir nuestro modelo inicial), al que incluimos una constante.

* Un modelo con constante

$PBI_DESES = C(1) + c(2)*PBI_DESES(-1) + c(3)*ITI + C(4)*EMBI$
c(5) es la variancia del error

LogL: LOGL02

Method: Maximum Likelihood (Marquardt)

Date: 08/06/02 Time: 15:30

Sample: 1994:2 2001:2

Included observations: 29

Evaluation order: By observation

Initial Values: C(1)=26334.9, C(2)=0.87235, C(3)=160.593, C(4)=
-10.9767, C(5)=9079229

Convergence achieved after 1 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	26334.94	28433.28	0.926201	0.3543
C(2)	0.872348	0.038048	22.92733	0.0000
C(3)	160.5935	260.7836	0.615811	0.5380
C(4)	-10.97670	2.518613	-4.358232	0.0000
C(5)	9079229.	2265740.	4.007180	0.0001
Log likelihood	-39.14922	Akaike info criterion	3.04477	4
Avg. log likelihood	-1.349973	Schwarz criterion	3.28051	4
Number of Coefs.	5	Hannan-Quinn criter.	3.11860	5

Como c(1) resulta no significativa estimamos un modelo sin constante

* Modelo sin constante

$PBI_DESES = c(2)*PBI_DESES(-1) + c(3)*ITI + C(4)*EMBI$
c(5) es la variancia del error

LogL: LOGL01

Method: Maximum Likelihood (Marquardt)

Date: 08/06/02 Time: 15:38

Sample: 1994:2 2001:2

Included observations: 29

Evaluation order: By observation

Initial Values: C(2)=0.91014, C(3)=305.000, C(4)=-9.24658,

C(5)=9357477

Convergence achieved after 1 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(2)	0.910143	0.034263	26.56374	0.0000
C(3)	305.0000	95.88850	3.180778	0.0015
C(4)	-9.246582	2.599877	-3.556546	0.0004
C(5)	9357477.	2336919.	4.004194	0.0001
Log likelihood	-39.64922	Akaike info criterion	3.01029	1
Avg. log likelihood	-1.367214	Schwarz criterion	3.19888	3
Number of Coefs.	4	Hannan-Quinn criter.	3.06935	6

Así tenemos nuestro modelo inicial estimado por un método que nos garantiza estimadores consistentes.

Como vemos, estas estimaciones coinciden con las obtenidas inicialmente con OLS.

Es interesante analizar lo siguiente: si las series son cointegradas (cada una de ellas es I(2) y su combinación lineal es I(0)) la estimación de OLS del vector de cointegración es consistente^{xiv}. Es por eso que la estimación obtenida con OLS resulta equivalente a la anterior estimación obtenida con ML y es en sí misma consistente.

Dependent Variable: PBI_DESES

Method: Least Squares

Date: 08/06/02 Time: 15:38

Sample(adjusted): 1994:2 2001:2

Included observations: 29 after adjusting endpoints

PBI_DESES = C(2)*PBI_DESES(-1)+ C(3)*ITI + C(4)*EMBI

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.910143	0.026831	33.92160	0.0000
C(3)	305.0000	70.85312	4.304680	0.0002
C(4)	-9.246582	2.063102	-4.481883	0.0001
R-squared	0.964638	Mean dependent var	268468.	1
Adjusted R-squared	0.961918	S.D. dependent var	15675.4	0
S.E. of regression	3058.999	Akaike info criterion	18.9872	6
Sum squared resid	2.43E+08	Schwarz criterion	19.1287	1
Log likelihood	-272.3153	Durbin-Watson stat	1.66725	4

En forma intuitiva es posible notar la presencia de cointegración: el correlograma de residuos de la ecuación de regresión muestra que éstos son ruido blanco, es decir que la combinación lineal de variables es I(0). Además anteriormente se testeó (con un test de D-F ampliado) que cada una de las variables son I(2).

Date: 08/06/02 Time: 15:58

Sample: 1994:2 2001:2

Included observations: 29

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1	0.105 0.105	0.3573	0.550
. ** .	. ** .	2	- -	2.7825	0.249
			0.270 0.284		
. * .	. * .	3	- -	3.7506	0.290
			0.167 0.111		
. * .	. ** .	4	- -	4.7635	0.312
			0.168 0.235		
. * .	. * .	5	- -	5.2125	0.391
			0.109 0.178		
. * .	. .	6	0.125 0.007	5.8280	0.443
. * .	. * .	7	0.094 -	6.1882	0.518
			0.071		
. * .	. .	8	0.082 0.053	6.4738	0.594
. * .	. * .	9	0.086 0.071	6.8050	0.657
. * .	. * .	10	- -	7.9847	0.630
			0.158 0.132		
. ** .	. * .	11	- -	10.411	0.494
			0.220 0.127		
. * .	. * .	12	- -	10.621	0.562
			0.063 0.111		

Con estos resultados a priori podríamos decir que las series están efectivamente cointegradas, lo que confirmamos estadísticamente con el test de Johansen (Anexo III). Con esto la estimación OLS, coincide con la de MV, que es por tanto consistente. Esta estimación nos da la relación de largo plazo entre las variables.

Universidad de

III) Conclusión:

Los resultados obtenidos a través del análisis de regresión, con valores confirmados por el método de máxima verosimilitud, nos permiten afirmar que la evolución del índice de riesgo país tiene efecto significativo sobre el producto, reafirmando anteriores análisis. Asimismo dichos análisis muestran que, aún después de incorporar el efecto del riesgo país, los efectos de shocks externos reales, medidos a través de los términos de intercambio son significativos para explicar la evolución del producto, teniendo, por cierto, una capacidad explicativa no menor que la del índice de riesgo país. En términos de las distintas tesis explicativas de la evolución del ciclo en los últimos años puede argumentarse que el régimen de convertibilidad, al carecer de la capacidad de practicar ajustes nominales sobre el tipo de cambio para acomodar shocks adversos en los términos de intercambio, ha contribuido a magnificar los efectos adversos de dichos shocks externos sobre el producto, dado que los menores ingresos por exportaciones no podían ser compensados a través de una devaluación del tipo de cambio nominal. En ese sentido, nuestro trabajo complementa, para el caso argentino, el análisis de Edwards en cuanto a los efectos negativos para el producto de un régimen cambiario completamente rígido. Por último, nuestro análisis muestra que las variaciones del tipo de cambio real con Brasil (medidas a lo largo de todo el período muestral) no tienen efecto significativo sobre el producto, una vez que el riesgo país y los términos de intercambio se han tomado en cuenta.

Bibliografía:

- Ahumada, Hildegart and Garegnani Maria L.: "Econometric Modelling of Argentine default and Devaluation Risks", 2001.
- Ávila Jorge: "Riesgo Argentino y Ciclo Económico", Universidad del CEMA, 1998.
- Calvo, Guillermo et al: "Sudden Stops, the Real Exchange Rate and Fiscal Sustainability: Argentina's Lessons", Inter American Development Bank, 2002.
- Cantor, R. and Packer, F. "Determinants and Impact of Sovereign Credit Ratings", FRBNY Economic Policy Review, October 1996.
- Edwards, Sebastian: Exchange rate regimes, capital flows and crisis prevention. October 2000.
- Eichengreen, B. and A. Mody "What explains Changing Spreads on Emerging Market Debt: Fundamentals or Market Sentiment?"
- Kamin, S.B. and K.Von Kleist "The evolution and determinants of Emerging Market Credit Spreads in the 1990s", BIS Working Paper Series N68, May 1999.
- Krugman, Paul: Column at The New York Times, November 7 (2001) and January 1 (2002).
- Mussa, Michael: Argentina and the Fund: From Triumph to Tragedy (2002)
- Nogués, Julio y Grandes Martín: "Riesgo País: ¿Políticas Económicas, Contagio o Ruido Político?", MEyOSP, noviembre 1999.
- Oks, Daniel y Gonzalez Padilla G. : "Determinants del Riesgo País en Argentina duante 1994-99-el rol de la liquidez sist'mica, factores de contagio e incertidumbre política", 2001.
- Stiglitz, Joseph: Column at The Washington Post, May 12 (2002).

ANEXO I) Tests de Breush-Godfrey o LM

Modelo 1

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.878679	Probability	0.03356
			3
Obs*R-squared	6.658184	Probability	0.03582
			6

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 07/15/02 Time: 14:56

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI_DESES(-1)	-1.22E-05	0.002774	-0.004406	0.9965
RESID(-1)	0.487134	0.197538	2.466034	0.0206
RESID(-2)	-0.013683	0.198047	-0.069088	0.9454
R-squared	0.229593	Mean dependent var		70.3946
				8
Adjusted R-squared	0.170330	S.D. dependent var		4391.46
				6
S.E. of regression	4000.019	Akaike info criterion		19.5236
				8

Sum squared resid	4.16E+08	Schwarz criterion	19.66513
Log likelihood	-280.0934	F-statistic	3.874188
Durbin-Watson stat	1.873018	Prob(F-statistic)	0.033680

Modelo 2

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.410679	Probability	0.049008
Obs*R-squared	6.190201	Probability	0.045270

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 07/15/02 Time: 15:11

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI_DESES(-1)	-0.001989	0.006914	-0.287660	0.7760
EMBI	0.808815	2.465502	0.328053	0.7456
RESID(-1)	0.441381	0.205137	2.151638	0.0413
RESID(-2)	0.062746	0.211562	0.296586	0.7692
R-squared	0.213455	Mean dependent var		128.8582
Adjusted R-squared	0.119070	S.D. dependent var		3855.467
S.E. of regression	3618.659	Akaike info criterion		19.35304
Sum squared resid	3.27E+08	Schwarz criterion		19.54163
Log likelihood	-276.6190	F-statistic		2.261528
Durbin-Watson stat	1.898232	Prob(F-statistic)		0.105993

Modelo 3

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.532005	Probability	0.236499
Obs*R-squared	3.281792	Probability	0.193806

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 07/15/02 Time: 15:25

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI_DESES(-1)	-0.003007	0.026439	-0.113716	0.9104
EMBI	-0.936810	2.152880	-0.435143	0.6673
ITI	14.03023	70.43402	0.199197	0.8438
RESID(-1)	0.155479	0.206517	0.752864	0.4589
RESID(-2)	-0.359083	0.217563	-1.650475	0.1119
R-squared	0.113165	Mean dependent var		21.36101
Adjusted R-squared	-0.034641	S.D. dependent var		2947.645
S.E. of regression	2998.265	Akaike info criterion		19.00504
Sum squared resid	2.16E+08	Schwarz criterion		19.24078
Log likelihood	-270.5731	F-statistic		0.765635
Durbin-Watson stat	1.940482	Prob(F-statistic)		0.558024

Modelo 4

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.988177	Probability	0.193211
Obs*R-squared	5.992085	Probability	0.049984

Test Equation:

Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 07/15/02 Time: 18:48

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI_DESES(-1)	0.031739	0.036187	0.877067	0.4450
EMBI	-6.796454	7.672519	-0.885818	0.4410
ITI	-119.9317	119.6533	-1.002327	0.3900
TCR_BRA	4521.140	5885.636	0.768165	0.4983
RESID(-1)	-1.184686	0.484622	-2.444555	0.0921
RESID(-2)	-0.895020	0.563486	-1.588362	0.2104
R-squared	0.665787	Mean dependent var		2.885270
Adjusted R-squared	0.108766	S.D. dependent var		1504.276
S.E. of regression	1420.115	Akaike info criterion		17.58958
Sum squared resid	6050180.	Schwarz criterion		17.72107
Log likelihood	-73.15313	F-statistic		1.195263
Durbin-Watson stat	3.240860	Prob(F-statistic)		0.471039

Modelo 6

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.433304	Probability	0.259040
Obs*R-squared	3.212606	Probability	0.200628

Test Equation:

Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 07/15/02 Time: 19:05

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI_DESES(-1)	-0.002189	0.029005	-0.075456	0.9405
EMBI	-0.947803	2.223908	-0.426188	0.6739
ITI	9.317403	103.6223	0.089917	0.9291
US10YT	44.01703	808.5641	0.054439	0.9571
RESID(-1)	0.160485	0.212058	0.756798	0.4569

RESID(-2)	-0.354694	0.223864	-1.584420	0.1268
R-squared	0.110780	Mean dependent var		20.18048
Adjusted R-squared	-0.082529	S.D. dependent var		2946.890
S.E. of regression	3066.081	Akaike info criterion		19.07618
Sum squared resid	2.16E+08	Schwarz criterion		19.35907
Log likelihood	-270.6046	F-statistic		0.573070
Durbin-Watson stat	1.925240	Prob(F-statistic)		0.719923

Modelo 7

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.484081	Probability	0.247626
Obs*R-squared	3.313316	Probability	0.190775

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 07/15/02 Time: 19:11

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI_DESES(-1)	-0.003737	0.029058	-0.128590	0.8988
EMBI	-0.939274	2.197688	-0.427392	0.6731
ITI	2.351324	196.7970	0.011948	0.9906
ITI(-1)	13.61281	211.0772	0.064492	0.9491
RESID(-1)	0.162141	0.231406	0.700677	0.4905
RESID(-2)	-0.358729	0.223761	-1.603180	0.1225
R-squared	0.114252	Mean dependent var		21.27322
Adjusted R-squared	-0.078302	S.D. dependent var		2947.385
S.E. of regression	3060.603	Akaike info criterion		19.07260

Sum squared resid	2.15E+08	Schwarz criterion	19.3554
			9
Log likelihood	-270.5527	F-statistic	0.59335
			2
Durbin-Watson stat	1.951468	Prob(F-statistic)	0.70519
			1

Modelo 8

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.496607	Probability	0.24489
			5
Obs*R-squared	3.338027	Probability	0.18843
			3

Test Equation:

Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 07/15/02 Time: 19:14

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI_DESES(-1)	-0.002127	0.027295	-0.077907	0.9386
EMBI	-1.397658	3.156504	-0.442787	0.6621
EMBI(-1)	0.616870	2.967965	0.207843	0.8372
ITI	10.87586	73.37542	0.148222	0.8835
RESID(-1)	0.165901	0.210799	0.787012	0.4393
RESID(-2)	-0.363015	0.224176	-1.619332	0.1190
R-squared	0.115104	Mean dependent var		21.6199
				2
Adjusted R-squared	-0.077264	S.D. dependent var		2947.26
				6
S.E. of regression	3059.007	Akaike info criterion		19.0715
				6
Sum squared resid	2.15E+08	Schwarz criterion		19.3544
				5
Log likelihood	-270.5376	F-statistic		0.59835
				3
Durbin-Watson stat	1.972864	Prob(F-statistic)		0.70156
				5

ANEXO II) Estimación del modelo teniendo en cuenta el efecto del tipo de cambio real con Brasil en los período 1er trim. de 1994 al 1er trim de 1999 y 2do trim de 1999 al 2 trim de 2001

Dependent Variable: PBI_DESES

Method: Least Squares

Date: 07/10/02 Time: 15:43

Sample(adjusted): 1994:2 1999:1

Included observations: 20 after adjusting endpoints

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI_DESES(-1)	0.886218	0.046423	19.09000	0.0000
EMBI	-9.774656	2.677960	-3.650037	0.0022
ITI	366.4010	104.0717	3.520658	0.0028
TCR_BRA	504.0245	1934.446	0.260552	0.7978
R-squared	0.973298	Mean dependent var	264828.	0
Adjusted R-squared	0.968292	S.D. dependent var	17749.9	3
S.E. of regression	3160.707	Akaike info criterion	19.1318	4
Sum squared resid	1.60E+08	Schwarz criterion	19.3309	8
Log likelihood	-187.3184	F-statistic	194.403	1
Durbin-Watson stat	1.909126	Prob(F-statistic)	0.00000	0

Dependent Variable: PBI_DESES

Method: Least Squares

Date: 07/10/02 Time: 15:43

Sample: 1999:2 2001:2

Included observations: 9

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI_DESES(-1)	0.979452	0.044806	21.86000	0.0000
EMBI	-14.84939	9.575236	-1.550812	0.1816
ITI	-163.0533	136.2938	-1.196337	0.2852
TCR_BRA	17263.18	7180.165	2.404287	0.0613
R-squared	0.548144	Mean dependent var	276557.	2
Adjusted R-squared	0.277031	S.D. dependent var	2237.83	8
S.E. of regression	1902.780	Akaike info criterion	18.2411	2
Sum squared resid	18102853	Schwarz criterion	18.3287	8
Log likelihood	-78.08505	F-statistic	2.02182	7
Durbin-Watson stat	3.082749	Prob(F-statistic)	0.22953	3

ANEXO III) Test de Cointegración de Johansen

Date: 08/26/02 Time: 18:20

Sample: 1994:1 2001:2

Included observations: 25

Test

assumption:

Linear

deterministic

trend in the

data

Series: PBI_DESES ITI EMBI

Lags interval: 1 to 4

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.752872	54.43150	29.68	35.65	None **
0.477989	19.48533	15.41	20.04	At most 1 *
0.121331	3.233668	3.76	6.65	At most 2

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

El test evidencia presencia de cointegración al 5%.

ANEXO IV

Para llevar cabo la interpretación en variaciones porcentuales, podemos especificar un modelo log-log

$$\log PBI_DESES = c(2) * \log PBI_DESES(-1) + c(3) * \log ITI + C(4) * \log EMBI$$

La estimación de este modelo es

Dependent Variable: LPBI_DESES

Method: Least Squares

Date: 08/26/02 Time: 12:07

Sample(adjusted): 1994:2 2001:2

Included observations: 29 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPBI_DESES(-1)	0.883676	0.038315	23.06317	0.0000
LEMBI	-0.028818	0.006489	-4.441337	0.0002
LITI	0.059882	0.050744	1.180081	0.2491
C	1.366914	0.598406	2.284260	0.0311
R-squared	0.965700	Mean dependent var	12.4988	1
Adjusted R-squared	0.961584	S.D. dependent var	0.05925	8
S.E. of regression	0.011615	Akaike info criterion	-	5.94564
				7

Sum squared resid	0.003373	Schwarz criterion	-
			5.75705
			4
Log likelihood	90.21188	F-statistic	234.618
			2
Durbin-Watson stat	1.468375	Prob(F-statistic)	0.00000
			0

Acá la interpretación es directamente en términos porcentuales: Un aumento de 1% del PBI en t_0 provoca un aumento del 0.9 % en el PBI en t_1 . Un aumento del 1% en el EMBI provoca una caída del 0.03% en el PBI y un aumento en ITI del 1% provoca un aumento del PBI del 0.06%.

ⁱ El factor de corrección es EMBI/FRB del 1er trimestre de 1995.

ⁱⁱ La serie ha sido corregida por estacionalidad.

ⁱⁱⁱ El factor de corrección es EMBI/FRB del 1er trimestre de 1995.

^{iv} El valor para marzo de 1995 es 18,585 mientras que en enero de 1994 el valor del índice era de 1,236. Recordamos que el índice tiene su base igual a uno en diciembre de 1993.

^v En enero de 1999 el spread era de 9.076 mientras que en septiembre de 1998 alcanzó un valor de 12,157; siempre midiendo el índice con base Dic. 1993=1.

^{vi} Ver Anexo I.

^{vii} Anexo I.

^{viii} Análogamente, para llevar cabo el análisis en variaciones porcentuales, especificamos en el anexo IV) un modelo log-log.

^{ix} Además el modelo no posee autocorrelación (Ver Anexo I).

^x Analizamos también por separado el período previo (1er. trim. de 1994 al 1er. Trim. de 1999) y posterior a la devaluación de Brasil (2do trim. de 1999 al 2do trim. de 2001) y encontramos que esta resulta significativa solo para el 2do período -ver Anexo II.

^{xi} Anexo I.

^{xii} Además este modelo posee autocorrelación de 2do orden (ver Anexo I).

^{xiii} Este modelo también posee autocorrelación de 2do orden (ver Anexo I).

^{xiv} Engle y Granger(1987) demostraron que OLS estima consistentemente el vector de cointegración.

San Andrés

