

# LA RELACIÓN ENTRE EL RIESGO PAÍS Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO EN LA ARGENTINA.

José Luis Maia y Mercedes Kweitel<sup>1</sup>

*Dirección Nacional de Coordinación de Política Macroeconómica  
31 de Agosto de 2000*

## 1. INTRODUCCIÓN.

El riesgo país es frecuentemente utilizado como un argumento de fuste para explicar la bonanza o la desgracia económica de los llamados países emergentes.

Cuando los inversores internacionales evalúan la composición de sus carteras, lo que están comparando son las tasas internas de retorno de los proyectos de inversión disponibles en cada país con las tasas de interés que incorporan el riesgo país implícito en las cotizaciones de los bonos. La tasa de rendimiento del stock de capital instalado en un país tiene una variación mínima en el tiempo. Esta tasa de retorno está relacionada con los factores que definen el crecimiento en el largo plazo. Diversos estudios han encontrado que las condiciones económicas y sociales iniciales respecto de los países más desarrollados, la geografía, determinadas políticas gubernamentales (apertura, política fiscal prudente y mantenimiento de los derechos de propiedad), y el cambio demográfico son algunos de los factores que influyen sobre el crecimiento de largo plazo. Por otro lado, la prima de riesgo implícita en los precios de los bonos tiene una mayor volatilidad en el tiempo. Así, cuando la percepción de los inversores mejora, aumentan los precios de los bonos y cae la prima de riesgo. Sin embargo, la percepción de los inversores es a veces muy volátil, provocando bruscas entradas o salidas de capitales en los países y fuertes variaciones en los precios y rendimientos de los títulos de deuda. Es por esta razón que la prima de riesgo se constituye en un determinante importante del ciclo.

La prima de riesgo refleja el costo de la incertidumbre macroeconómica, es una medida del riesgo macroeconómico. Como tal involucra una amplia gama de factores, tanto de origen externo como doméstico. Las tasas de interés internacionales definidas en gran parte por las decisiones de la Reserva Federal de los Estados Unidos, la evolución de la actividad o el comportamiento de la balanza de pagos de los países más desarrollados, o el desenvolvimiento económico de grandes países no desarrollados de la región son ejemplos de factores externos que influyen en mayor o menor medida sobre la prima de riesgo de los países emergentes. Esto no significa que factores puramente internos como los derivados de la situación fiscal o de toda la serie de reformas estructurales o políticas llevadas a cabo en algunos países — como el nuestro — deje de ejercer influencia sobre las variaciones de precios de los bonos emitidos por dichos países y en consecuencia sobre la prima de riesgo implícita. Mas allá del debate establecido sobre la preeminencia de unos factores sobre otros<sup>2</sup>, lo cierto es que en la prima de riesgo se conjugan un diversificado espectro de elementos.

---

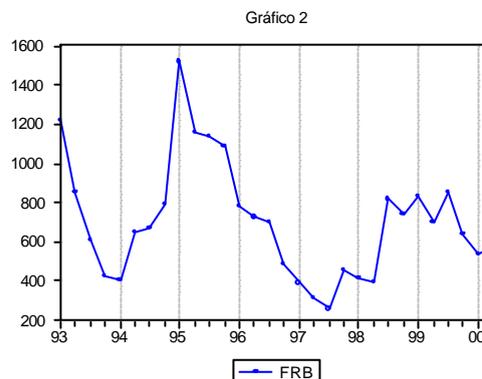
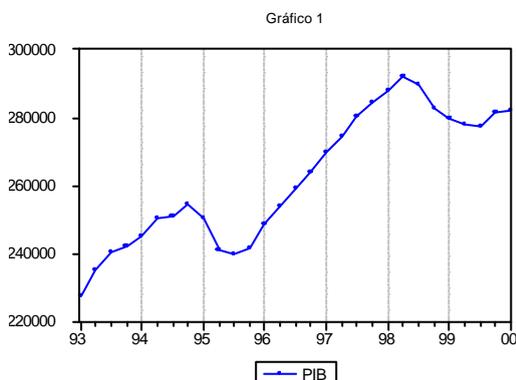
<sup>1</sup> Subsecretaría de Programación Macroeconómica, Ministerio de Economía. Agradecemos los valiosos comentarios de Pablo Nicholson y Nadina Mezza.

<sup>2</sup> Ver Calvo, Leiderman y Reinhart (1992) "Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors" IMF WP/92/62 y Calvo (1999) "Contagion in Emerging Markets: When Wall Street is a Carrier", mimeo, University of Maryland.

El notable aumento de los movimientos financieros internacionales, producto de la apertura de las cuentas de capitales y los extraordinarios avances informáticos acontecidos desde los años noventa, han ensanchado los vasos comunicantes entre los mercados financieros y los mercados reales. Esta aceleración en la velocidad de ajuste entre ambos mercados, la mayor liquidez internacional y el hecho de que la prima de riesgo sea una muy buena medida del riesgo sistémico, por resumir una gran variedad de factores, permiten conjeturar la existencia de una relación significativa entre la prima de riesgo y la variación del producto interno bruto de la economía. Es por ello que resulta bastante común escuchar que determinada reducción en el riesgo país se traduce en poco tiempo en un crecimiento del producto de cierto porcentaje<sup>3</sup>.

Los estudios entre la relación riesgo país y la actividad económica difieren en sus objetivos y enfoques. Mientras algunos tienen por objetivo establecer los determinantes de la prima de riesgo entre los cuales se encontraría la actividad económica<sup>4</sup>, otros intentan cuantificar el efecto de la prima de riesgo sobre la actividad económica, de acuerdo con los efectos esperados sobre la actividad que surgen de los modelos neoclásicos para economías abiertas pequeñas ante cambios en la tasa de interés<sup>5</sup>.

El objetivo primario de nuestro trabajo es determinar la relación de causalidad entre ambas variables en el caso argentino. Como variable representativa del riesgo país se utilizó el *spread* del bono FRB (Floating Rate Bond argentino)<sup>6</sup>. El FRB es un bono en dólares estadounidenses a 12 años de plazo con tres de gracia que devenga la tasa flotante Libor más un margen de 13/16. Este bono se emitió con motivo del ingreso de la Argentina al llamado plan Brady<sup>7</sup> en concepto de intereses atrasados de la deuda reprogramada en los planes



financieros acordados en la década de los ochenta<sup>8</sup>. Con una colocación cercana a los 8.500 millones de dólares estadounidenses es uno de los bonos más líquidos entre los llamados Brady's.

<sup>3</sup> Algunos, en cambio, postulan una relación de distintas características: las expectativas de crecimiento del producto determinan en buena medida la variación de la prima de riesgo. Cuando las perspectivas de crecimiento económico mejoran la ecuación riesgo/rendimiento del país resulta más atractiva, en otras palabras, aumentan los precios de los bonos y disminuye la prima de riesgo. Los inversores así descuentan que el cambio de expectativas relativas al crecimiento económico modifica los indicadores o "ratios" fiscales y externos que las calificadoras de riesgo suelen utilizar para evaluar la deuda del país.

<sup>4</sup> Consultar los trabajos presentados en la Reunión Anual 2000 de ABA (Asociación de Bancos de la Argentina)

<sup>5</sup> Ver por ejemplo, Neumeyer Pablo y Fabrizio Perri (1999) "Business Cycles in Emerging Economies: The Role of Country Risk", mimeo, Universidad T. Di Tella.

<sup>6</sup> Medimos el riesgo país como el *spread* o diferencia entre la tasa interna de retorno (TIR) de un bono FRB respecto de un bono del Tesoro de los Estados Unidos de similar madurez.

<sup>7</sup> En abril de 1992 la Argentina y el comité de Bancos Acreedores llegaron a un acuerdo de principios en el marco de la iniciativa Brady. A partir de entonces los bonos Par, Discount y FRB comenzaron a cotizarse en su versión *When and if issued* hasta que en abril de 1993 se produjo el canje de la vieja deuda por los bonos Brady.

<sup>8</sup> El Brady argentino fue el primer acuerdo de este tipo que un deudor importante logra cerrar sin tener que regularizar previamente sus atrasos de intereses con la banca extranjera.

Como variable representativa del crecimiento de la economía se utilizó el Producto Interno Bruto. Como el objetivo es que esta variable capte el crecimiento real de la economía se utilizó el PIB, a precios constantes de 1993 desestacionalizado<sup>9</sup>. Dado que el PIB tiene frecuencia trimestral, se tomó para el spread del FRB el promedio trimestral de los datos diarios. Ambas series se presentan en los gráficos 1 y 2 respectivamente.

Del análisis presentado en las siguientes secciones concluimos que la relación de causalidad, en sentido de Granger, va de la prima de riesgo al producto interno bruto y no a la inversa.

Además de determinar la precedencia de la prima de riesgo respecto del crecimiento del producto, confirmamos que disponiendo solamente de la variación de la prima de riesgo podemos explicar una proporción significativa de la variación de la actividad económica. En este sentido encontramos que el ajuste del modelo VAR construido para establecer la interrelación dinámica entre las variables resulta bueno hasta el tercer trimestre del año 1999.

Sin embargo, el modelo VAR no ajusta correctamente desde el último trimestre de ese año. Cuando intentamos pronosticar el crecimiento de los primeros trimestres del año 2000, encontramos que la prima de riesgo que prevaleció en el 2000 debería haber permitido un crecimiento del PIB superior al observado. Este resultado sugiere que este año hay algunos factores que están ejerciendo influencia y que todavía no han sido correctamente captados por la prima de riesgo.

Cuando analizamos el ajuste de la ecuación del modelo que explica la variación del PIB en el pasado, encontramos que las mayores diferencias entre la variación observada del producto y la variación ajustada, se produjeron en periodos caracterizados por crisis de origen externo, como el primer trimestre de 1995 (“tequila”) o el tercer trimestre de 1998 (“Rusia”). No obstante, la casi inmediata corrección de estas discrepancias confirma la bondad de la prima de riesgo para incorporar una amplia variedad de factores que influyen sobre el crecimiento económico. En consecuencia, deberíamos esperar que la tasa de crecimiento del producto se acelere en los próximos periodos (o de lo contrario, que las cotizaciones de los bonos se caigan, elevándose la prima de riesgo).

Sin embargo, durante el año 2000 la actividad económica en la Argentina se mantiene en una meseta, sin poder salir claramente de la recesión iniciada a partir del tercer trimestre de 1998. La explicación de este fenómeno puede encontrarse en que si bien el riesgo argentino se redujo a partir de mediados de 1999, esta caída fue notablemente inferior a la registrada por otros países emergentes como México y Brasil que acompañaron más favorablemente las mejores perspectivas de la economía mundial en el año 2000. No obstante el análisis de las causas últimas de este comportamiento excede los objetivos de este trabajo, podemos conjeturar que hay una combinación de factores internos y externos que contribuyen a explicar este comportamiento diferenciado en los riesgos relativos. Las expectativas iniciales generadas con el cambio de gobierno y los efectos sobre las mismas expectativas surgidos a partir de las primeras medidas adoptadas están entre los factores domésticos, pero también pueden haber influido otros de carácter externo, como el aumento diferenciado de los precios de los distintos “commodities” que beneficiaron más a otros países que al nuestro. De todos modos cabría esperar que éstos sean cambios de carácter transitorio y que, al no afectar las

---

<sup>9</sup> El PIB fue desestacionalizado por método indirecto. A cada uno de los componentes de la oferta se lo desestacionalizó por el método Census X11 en su versión multiplicativa. En los casos en los que no se detectó estacionalidad se conservó la serie original.

posibilidades de crecimiento potencial de la economía argentina, la relación riesgo-crecimiento tienda a restablecerse.

## 2. METODOLOGÍA

### 2.1. Test de Granger

La metodología utilizada para el análisis de causalidad fue la aplicación del test de Granger. La “causalidad en el sentido de Granger” determina si una variable precede temporalmente a la otra, lo cual no implica necesariamente causalidad económica. La misma debe encontrarse en la interpretación económica que está definida por el modelo a analizar.

Dado el siguiente modelo:

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \alpha_3 X_{t-1} + \alpha_4 X_{t-2} + \varepsilon_t \\ X_t &= \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \beta_3 X_{t-1} + \beta_4 X_{t-2} + \upsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

donde X e Y son dos variables aleatorias y  $\varepsilon$  y  $\upsilon$  son variables “ruido blanco”, el test de causalidad de Granger consiste en contrastar la hipótesis nula de que “Y no causa en el sentido de Granger a X”. Para ello se utiliza un test de Wald para contrastar que todos los coeficientes que acompañan a los valores de Y rezagados en la ecuación que tiene variable dependiente X son iguales a cero. Es decir, si todos los coeficientes que acompañan a las Y son iguales a cero, entonces Y no causa en el sentido de Granger a X.

Para poder aplicar el test de Granger es necesario definir previamente cuál es el número de rezagos de las variables que se van a incorporar en el modelo. Para resolver este problema la solución es plantear un modelo VAR (*vector autoregressive model*) entre las dos variables entre las cuales se quiere analizar la causalidad y determinar a través de los criterios de información el número óptimo de rezagos que deben incluirse, tanto en el modelo VAR como en la aplicación del test de Granger. El criterio de información que se aplicó fue el criterio de Akaike.

### 2.2. El modelo VAR

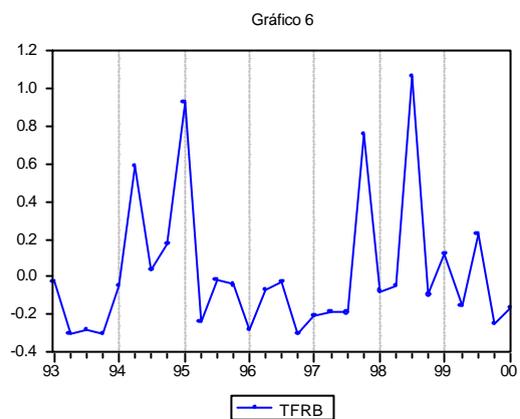
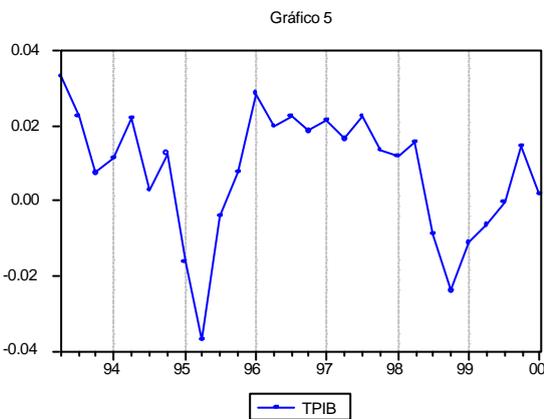
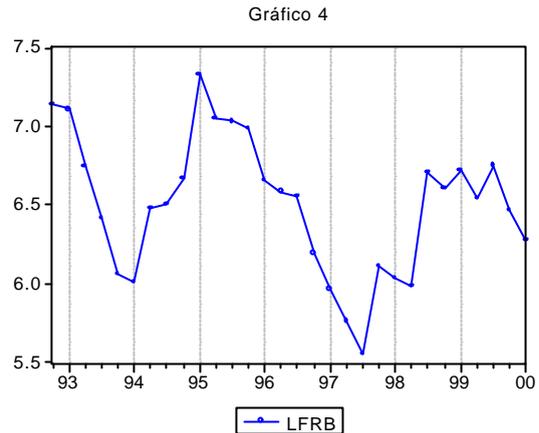
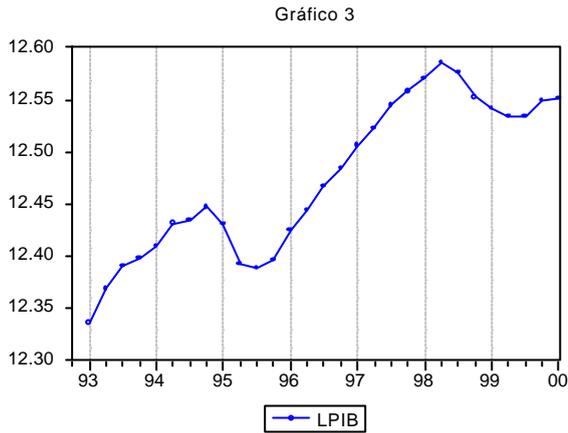
En función a lo descrito anteriormente se planteó entonces el siguiente modelo, que relaciona al PIB con el spread del FRB, expresando ambas variables en logaritmos, LPIB y LFRB, respectivamente:

$$\begin{aligned} LPIB_t &= \alpha_0 + \alpha_1 LPIB_{t-1} + \alpha_2 LPIB_{t-2} + \dots + \gamma_0 LFRB_t + \gamma_1 LFRB_{t-1} + \gamma_2 LFRB_{t-2} + \dots + \varepsilon_t \\ LFRB_t &= \beta_0 + \beta_1 LFRB_{t-1} + \beta_2 LFRB_{t-2} + \dots + \phi_0 LPIB_t + \phi_1 LPIB_{t-1} + \phi_2 LPIB_{t-2} + \dots + \upsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

Esta es la versión estructural del modelo. Para realizar su estimación es necesario plantearlo en forma reducida. En el caso en que los rezagos óptimos fueran dos la expresión de la forma reducida sería la siguiente:

$$\begin{aligned} LPIB_t &= \delta_0 + \delta_1 LPIB_{t-1} + \delta_2 LPIB_{t-2} + \delta_3 LFRB_{t-1} + \delta_4 LFRB_{t-2} + \eta_t \\ LFRB_t &= \varphi_0 + \varphi_1 LFRB_{t-1} + \varphi_2 LFRB_{t-2} + \varphi_3 LPIB_{t-1} + \varphi_4 LPIB_{t-2} + \mu_t \end{aligned} \quad (3)$$

Esta es precisamente la expresión de un VAR como se la presentó en el sistema de ecuaciones (1). Las series LPIB y LFRB se presentan en los gráficos 3 y 4 respectivamente.



Para que la expresión (3) sea realmente un VAR deben agregarse algunas condiciones. En primer lugar, las variables, LPIB y LFRB, sobre las que realiza la estimación del modelo deben ser estacionarias. En segundo lugar, ambos errores,  $\eta$  y  $\mu$ , deben ser “ruido blanco”, y no deben estar relacionados entre sí. En tercer lugar, para que luego de la estimación del modelo sea posible hacer inferencia estadística, es necesario haber trabajado con una muestra “grande”, esto implica al menos unas 60 observaciones para cada variable del modelo.

La estacionariedad de las variables del modelo se prueba aplicando el test de Dickey-Fuller aumentado. En el caso en que las variables presenten tendencia se las transforma en estacionarias aplicando diferencias. El comportamiento de los errores no puede testarse debido a que los errores son variables poblacionales no observables. Sin embargo, se analiza el comportamiento de los residuos de la estimación del modelo como variable *proxy*.

## 2.3. Análisis de las condiciones del modelo VAR

### 2.3.1. Análisis de la estacionariedad de las variables

Para analizar la estacionariedad de las variables se puede comenzar por la simple observación del gráfico. Luego para un análisis más riguroso se aplica el test de Dickey-Fuller aumentado, seleccionando por algún criterio de información el número de rezagos a incluir en el test. En este trabajo se aplicó como criterio de información el criterio de Akaike.

Los gráficos de las series utilizadas en el modelo VAR planteado, LFRB y LPIB ya fueron presentados en la sección anterior, como gráficos 3 y 4, respectivamente. A simple vista puede observarse la presencia de tendencia en la serie LPIB. La evidencia no es tan clara en el gráfico de la serie LFRB. Sin embargo, como los tests de Dickey-Fuller aumentados confirman la presencia de tendencia al 1% de significatividad en ambas series, se procedió a diferenciarlas para quitarles la tendencia. Los gráficos 5 y 6 presentan las series del PIB y del FRB expresados en tasas de variación en tanto por uno respecto al trimestre anterior, TPIB y TFRB respectivamente<sup>10</sup>.

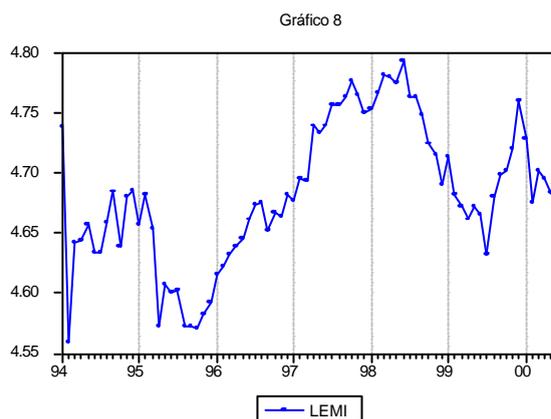
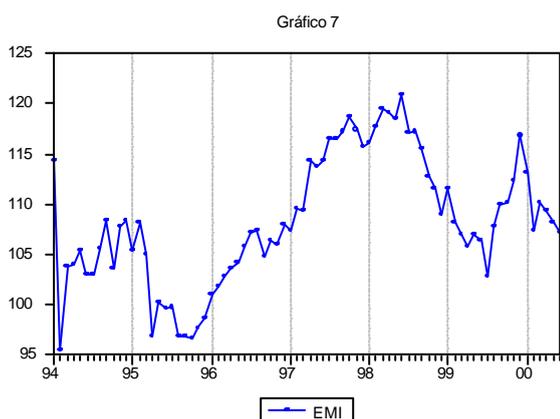
A continuación, en el cuadro 1 se presenta el test de Dickey-Fuller aumentado para la serie TFRB. Puede observarse que el test rechaza la hipótesis de que la serie TFRB presente tendencia al 1% de significatividad.

El siguiente es el test de Dickey-Fuller aumentado para la variable TPIB (cuadro 2). En este caso el test rechaza la hipótesis de que la serie TPIB presente tendencia con un 10% de significatividad<sup>11</sup>.

Dada la observación de los gráficos y los resultados de los tests de Dickey-Fuller aumentados concluimos que ambas variables, PIB y FRB, expresadas en tasas, son estacionarias y por lo tanto cumplen con la condición de estacionariedad de las variables para ser aplicadas en la estimación de un modelo VAR.

### 2.3.2. Análisis del número de observaciones

Precisamente esta condición, el número de observaciones, es la que generó un problema en nuestro modelo. Los datos del PIB con base 93 están disponibles desde 1993 con frecuencia trimestral. Esto implica que contamos con 29 observaciones. Ante esta insuficiencia de datos podríamos haber elegido utilizar empalmes provisorios de la serie del PIB hacia atrás conjuntamente con empalmes de la serie de prima de riesgo del FRB con la prima de riesgo de otros títulos de deuda argentina. Descartamos esta posibilidad porque consideramos que los empalmes de las series del PIB de base 1986 y base 1993 son aún muy precarios



por las grandes diferencias metodológicas que existen entre ambas y porque hay un quiebre estructural muy

<sup>10</sup> Debido a apreciables diferencias entre las tasas de variación y las diferencias logarítmicas se decidió realizar las estimaciones con las primeras, a pesar de que el modelo se presente en logaritmos.

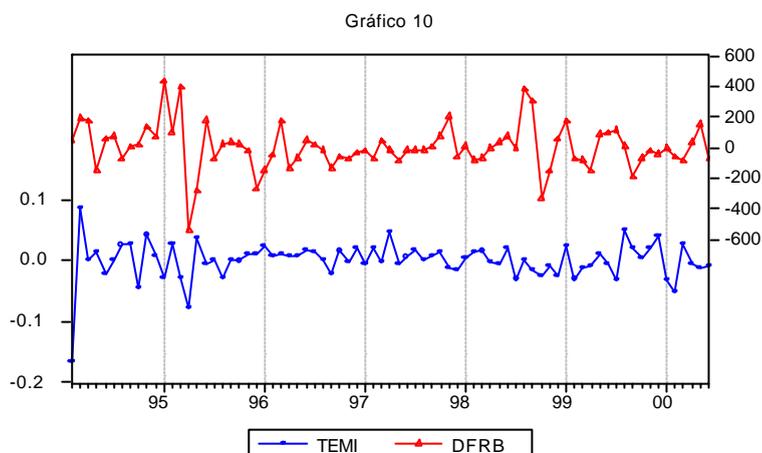
<sup>11</sup> El test de Dickey-Fuller se aplicó sobre la variable LFRB con frecuencia para contar con un mayor número de observaciones. En el caso del test sobre la variable TPIB es probable que la escasa significatividad del test este causada por el escaso número de observaciones sobre las cuales esta realizado.

grande cuando nos remontamos a períodos anteriores a la implementación del plan de Convertibilidad. También consideramos que los empalmes de las series de riesgo que se utilizan frecuentemente no son apropiados por tratarse, adicionalmente, de instrumentos de deuda de características disímiles.

La solución que preferimos a este problema fue reemplazar la serie del PIB por la serie del EMI (Estimador Mensual Industrial), también en su versión desestacionalizada. La serie del EMI comienza en el año 1994, pero al ser de frecuencia mensual, nos permite contar con más de 70 observaciones.

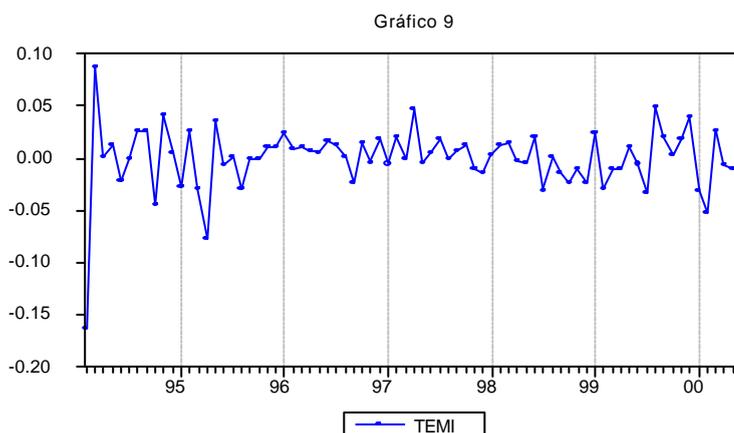
A continuación se presentan los gráficos 7 y 8 donde se grafican respectivamente, el EMI y el EMI expresado en logaritmos, LEMI.

**c. Análisis de la estacionariedad del EMI.**



Dado que decidimos reemplazar el PIB por el EMI, realizamos ahora el análisis de estacionariedad de la serie EMI, expresada en logaritmos LEMI, para poder utilizarla en la estimación del VAR. El gráfico de la serie LEMI presentado en la sección anterior, muestra la presencia de períodos de crecimiento y de decrecimiento indicando la posible presencia de tendencia en la serie. Para confirmarlo presentamos en el cuadro 3 el test de Dickey-Fuller aumentado que indicada la presencia de tendencia inclusive al 10% de significatividad. Nuevamente procedimos a diferenciar la serie. El gráfico 9 presenta la serie del EMI expresada en tasas de variación, TEMI.

Por último, presentamos el test de Dickey-Fuller aumentado sobre la serie TEMI. El test rechaza la hipótesis de que la serie presente tendencia con un 1% de significatividad.



Concluimos entonces que la serie TEMI es estacionaria y por lo tanto cumple con los requisitos para ser incluida en el modelo VAR. El gráfico 10 presenta la tasa de variación del EMI junto con la tasa de variación del FRB.

### 3. EL MODELO VAR FRB-EMI.

#### 3.1. Estimación del modelo VAR FRB-EMI

A continuación, en el cuadro 5, se presenta la estimación del modelo VAR entre la tasa de variación del spread del FRB y la tasa de variación del EMI desestacionalizado. Como ya fue mencionada, la selección del número de rezagos de las variables incluidos en el modelo se realizó según el criterio de información de Akaike

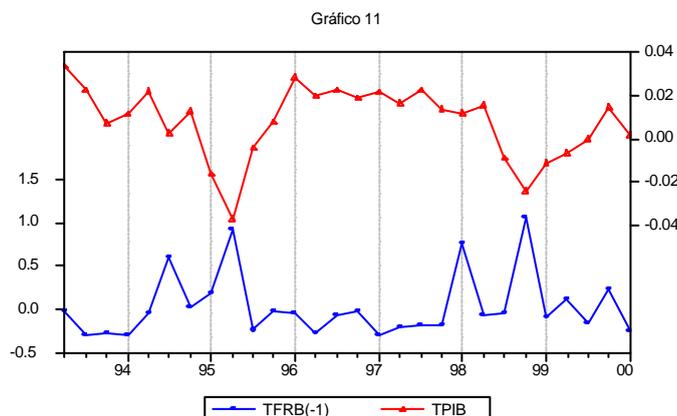
Los residuos fueron chequeados a través de correlograma de los residuos de cada una de las ecuaciones del modelo y también el correlograma de los residuos cruzados. Los tres correlogramas indican que no existen problemas en la especificación del modelo.

Podemos observar que ni la serie TEMI ni la historia pasada de la serie TFRB resultan relevantes para explicar el comportamiento de la serie TFRB dado que el R cuadrado de la primera regresión del modelo VAR es de 5,7% y el R cuadrado ajustado es negativo. Además según los estadísticos t calculados para los coeficientes estimados ninguno de ellos resulta relevante al 5% de significatividad. En cambio en la primera ecuación, donde la variable dependiente es la serie TEMI, el ajuste es un poco mejor dado que el R cuadrado es de 24,4% y el R cuadrado ajustado es de 15%. Además, según los estadísticos t la serie TFRB rezagada uno y tres periodos resulta relevante al 1% de significatividad para explicar el comportamiento del TEMI<sup>12</sup>.

#### 3.2. Análisis de causalidad entre el EMI y el FRB

Conociendo el número óptimo de rezagos se puede proceder a la aplicación del test de causalidad de Granger. Los resultados del test se presentan en el cuadro 6.

Puede observarse que el test no rechaza la hipótesis nula de que “la serie TEMI no causa en el sentido de Granger a la serie TFRB”. En cambio si rechaza, al 5% de significatividad, la hipótesis nula de que “la serie



<sup>12</sup> Este modelo VAR fue planteado con el único objetivo de saber cuál es el número óptimo de rezagos a incluir en el test de causalidad de Granger. Si el objetivo hubiera sido realizar la predicción de las variables dependientes del modelo debiera plantearse la inclusión de más variables explicativas ya que la bondad del ajuste del modelo resultó ser muy baja para dicho objetivo.

TFRB no causa en el sentido de Granger a la serie TEMI”, aceptando la alternativa de que la serie TFRB causa en el sentido de Granger a la serie TEMI.

#### 4. EL MODELO VAR FRB-PIB.

##### 4.1. Estimación del modelo VAR FRB-PIB.

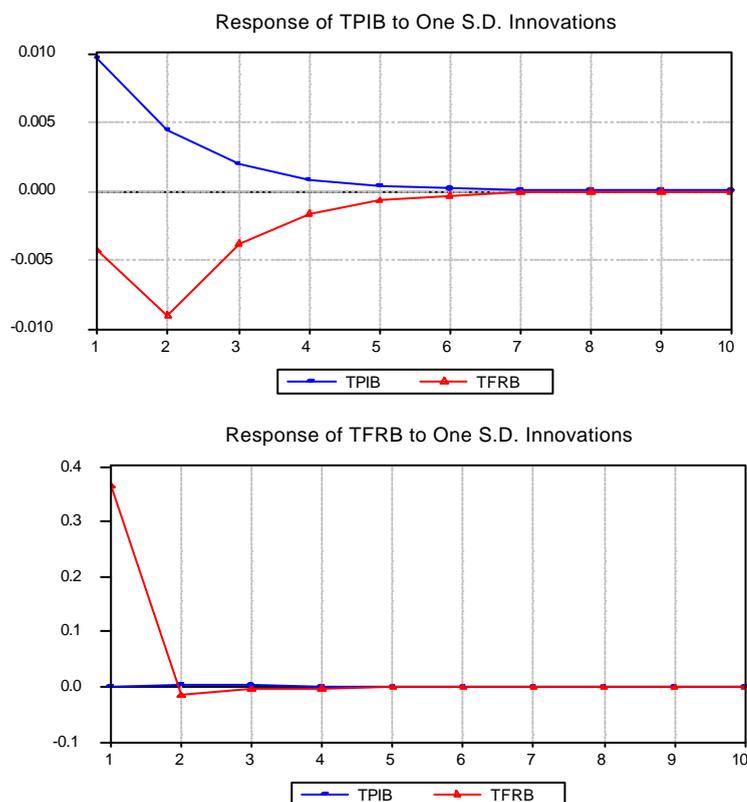
Habiendo obtenido resultados tan claros en el modelo VAR entre la tasa de variación del spread del FRB y la tasa de variación del EMI desestacionalizado continuamos el análisis de causalidad entre las tasas de variación del spread del FRB y la tasa de variación del PIB, aunque este modelo no cumpla con el requisito del número de observaciones. El no cumplimiento de este requisito nos impide realizar inferencia estadística, sin embargo no invalida los resultados obtenidos durante el periodo analizado.

El gráfico 11 presenta la tasa de variación del PIB y la tasa de variación del FRB rezagada un periodo. Aquí se puede observar a simple vista la correlación negativa entre ambas variables.

Presentamos entonces, en el cuadro 7, la estimación del modelo VAR entre la tasa de variación del spread del FRB y la tasa de variación del PIB desestacionalizado, seleccionado según el criterio de información de Akaike. También fueron chequeados los residuos para que cumplan con las condiciones del modelo VAR.

Podemos observar que el modelo no resulta satisfactorio para estimar la variable TFRB, ya que el R cuadrado ajustado de dicha ecuación es negativo. Sin embargo, el modelo es bueno para la estimación de la tasa de variación del PIB desestacionalizado. El R cuadrado ajustado de esta ecuación es de 55,5%. También

Grafico 12



podemos observar que la tasa de variación del PIB desestacionalizado, con distintos rezagos, no resultó relevante para explicar la tasa de variación del spread FRB y por el contrario la tasa de variación del spread del FRB rezagada uno y dos periodos sí resulta relevante para explicar tasa de variación del PIB desestacionalizado.

#### **4.2. Análisis de causalidad entre el PIB y el FRB**

Nuevamente, conociendo el número óptimo de rezagos se puede proceder entonces a la aplicación del test de causalidad de Granger. Los resultados del test se presentan en el cuadro 8.

Otra vez puede observarse que el test no rechaza la hipótesis nula de que “la serie TPIB no causa en el sentido de Granger a la serie TFRB”. En cambio sí rechaza, al 1% de significatividad, la hipótesis nula de que “la serie TFRB no causa en el sentido de Granger a la serie TPIB”, aceptando la alternativa de que “la serie TFRB sí causa en el sentido de Granger a la serie TPIB”.

Ya se mencionó que el número de observaciones con las que se está trabajando para analizar la relación de causalidad entre el PIB y el FRB no nos permite llegar a ninguna conclusión mas allá del periodo muestral con el que estamos trabajando. Sin embargo, como los resultados obtenidos van en la misma dirección que los obtenidos en el análisis de causalidad entre el EMI y el FRB, ocasión en que trabajamos con una muestra suficientemente grande, concluimos que los resultados del análisis de causalidad entre el PIB y el FRB son confiables.

#### **4.3. Conclusiones del modelo VAR FRB-PIB.**

Para visualizar el comportamiento de las series TPIB y TFRB en respuesta a shocks en los errores de ambas ecuaciones se estimaron las funciones de impulso-respuesta, cuyos resultados se presentan en los gráficos 12 y en el cuadro 9.

Como puede observarse un shock de un desvío estándar en la variación del FRB provoca que el PIB caiga durante los primeros cuatro trimestres posteriores, luego el efecto se va extinguiendo rápidamente. Esta función impulso-respuesta nos da una medida de la influencia de la prima de riesgo sobre el ciclo económico. En otras palabras, como ante un shock en la variación de la prima de riesgo, esto es un cambio temporario en la tasa de variación, el efecto final o de largo plazo sobre la variación del PIB puede estimarse como la acumulación de las respuestas trimestrales, que duran entre cuatro y cinco trimestres para luego desaparecer.

Las crisis soportadas por la economía argentina en los años noventa pueden replicarse a través de los efectos sobre el PIB provocados por la suba en las primas de riesgo. En el gráfico 6 vemos como los picos representan las variaciones en la prima de riesgo que provocaron las crisis de la devaluación mejicana en el primer trimestre de 1995, la crisis asiática en el tercer trimestre de 1997 y la crisis rusa en el tercer trimestre de 1998.

Cabe aclarar que elegimos el orden del shock en los errores en la función impulso-respuesta teniendo en cuenta el resultado obtenido en el análisis de causalidad efectuado anteriormente. Esta elección no resulta trivial, dado que el orden elegido requiere una justificación. En nuestro caso, ¿por qué la tasa de variación del FRB no responde ante una variación en la tasa de cambio del PIB? A priori no habría razón para que ello suceda. Sin embargo, consideramos que en la Argentina hay razones por las cuales el producto no afecta la prima de riesgo. El PIB del período corriente se conoce con rezago, casi tres meses después de terminado el

período. Al mismo tiempo a los analistas privados les resulta muy difícil realizar buenas estimaciones, entre otras causas porque hay un problema de información, generado por la falta de reputación en la generación de estadísticas, por parte del Estado, con características de un bien público. La confusión es de tal orden que a las demoras se suman dudas respecto de la calidad de la información pública. Esto ha provocado desde hace años que determinados analistas privados incluyan entre sus servicios la generación de información elaborada por el mismo sector privado. Por más que esta situación esté cambiando últimamente debido a la mejora en la calidad y celeridad de la información pública, la tarea de reconstrucción de una buena reputación requiere tiempo.

Por último se estimó la descomposición de la varianza, presentada en el cuadro 10.

En el mismo se observa que mientras la serie de la variación del FRB explica casi la totalidad de su propia varianza del error de predicción, la serie de la variación del PIB explica solamente el 50% de su propia varianza del error de predicción.

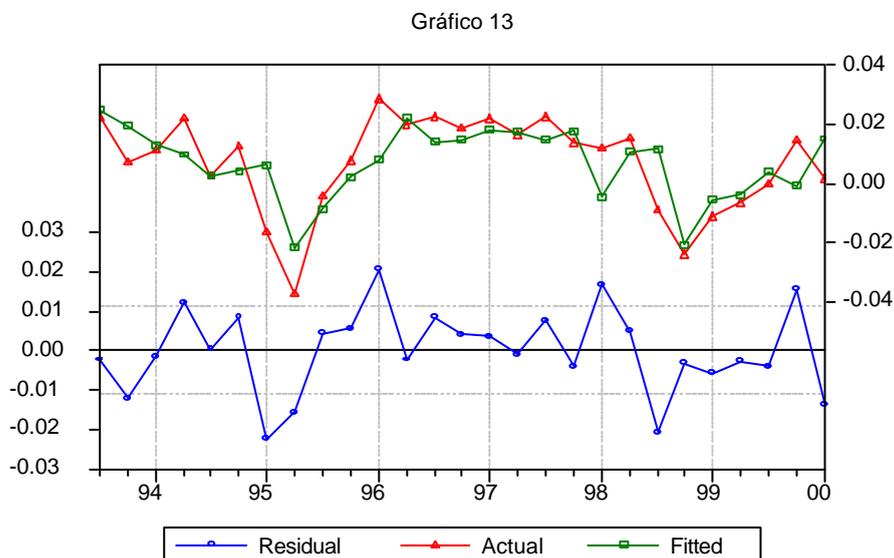
## 5. ANALISIS COMPARATIVO DE LAS CRISIS Y DE LA SITUACIÓN ACTUAL: REFLECCIONES FINALES.

Debido a que los resultados de ambos modelos son similares entendemos que, a pesar de estar trabajando con un número escaso de observaciones, los resultados del modelo VAR entre el FRB y el PIB son confiables.

Con la intención de analizar la calidad del ajuste del modelo para los periodos de crisis se estimó por mínimos cuadrados clásicos la segunda ecuación del modelo, o sea la que tiene como variable dependiente la tasa de variación del PIB desestacionalizado.

En el gráfico 13 presentamos el ajuste de esta ecuación.

Si bien no es nuestro propósito principal obtener un modelo de predicción del PIB, encontramos que este simple modelo proporciona un buen ajuste. El análisis de los residuos nos indica que las mayores diferencias entre la variación observada del producto y la variación ajustada se produjeron en aquellos periodos afectados por crisis de origen externo, como el primer trimestre de 1995 (“tequila”) o el tercer trimestre de 1998 (“Rusia”). Las otras variaciones “inesperadas” se produjeron a la salida de la crisis del “tequila” cuando el



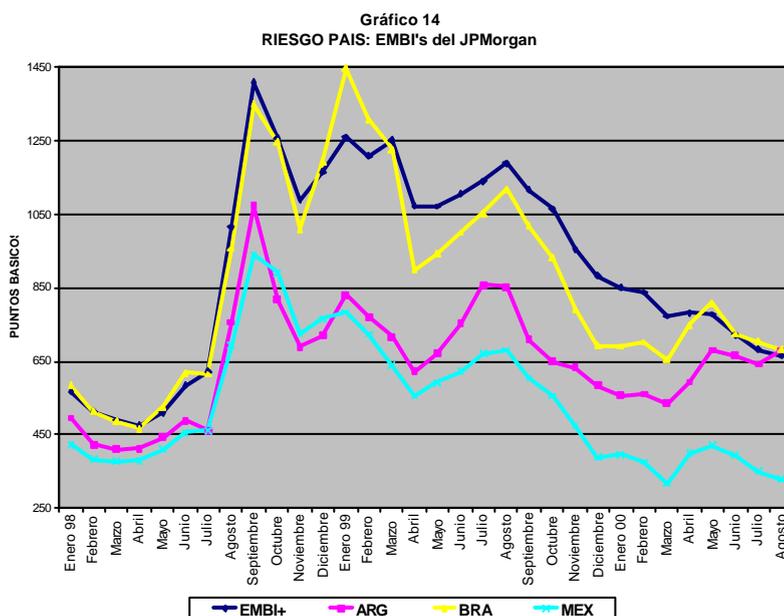
PIB se recuperó aún más de lo esperado, o en el primer trimestre de 1998 cuando la actividad económica sufrió la crisis asiática mucho menos de lo “esperado”. No obstante, en todos estos casos la casi inmediata corrección de estas discrepancias confirma la bondad de la prima de riesgo para incorporar una amplia variedad de factores que influyen sobre el crecimiento económico.

En consecuencia, dada la prima de riesgo de este año 2000 deberíamos esperar que la tasa de crecimiento del producto se acelere (o de lo contrario, que las cotizaciones de los bonos caigan, elevándose la prima de riesgo). Sin embargo, la economía argentina se mantiene durante el año 2000 en una meseta, sin poder salir claramente de la recesión iniciada a partir del tercer trimestre de 1998. Este nuevo período de divergencia de principios del 2000 se diferencia de los anteriores. No se avizora crisis externa alguna, por el contrario la economía mundial recupera importantes tasas de crecimiento que se desparpaman al resto de los llamados países emergentes. Esto se refleja en la caída sostenida que, desde mediados del año 1999, evidencia el riesgo promedio de los países emergentes de acuerdo con el EMBI (Emerging Market Bond Index) elaborado por el J.P.Morgan, como se observa en el gráfico 14.

El problema es que el riesgo relativo entre nuestro país y el resto de emergentes ha empeorado como observamos en el Gráfico 15.

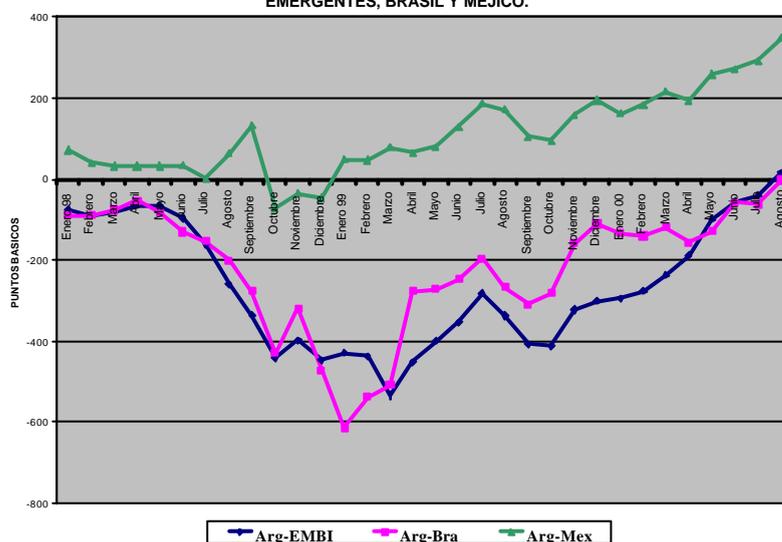
Especialmente desde comienzos de este año se ha elevado el riesgo argentino relativo al riesgo mejicano, brasileño y al promedio de los países emergentes que acompañaron más favorablemente las mejores perspectivas de la economía mundial.

Esto nos indica que no sólo es relevante el nivel del riesgo con relación a Estados Unidos sino también la evolución del riesgo relativo a otros países emergentes con los cuales la Argentina “compite” en la búsqueda de financiamiento que permita el crecimiento. Si bien las causas últimas de este comportamiento exceden los objetivos de este trabajo podemos conjeturar que hay una combinación de factores internos y externos que contribuyen a explicar este comportamiento diferenciado en los riesgos relativos. Entre los factores domésticos, las expectativas inicialmente favorables generadas con el cambio de gobierno pueden



explicar el importante crecimiento del PIB desestacionalizado por encima de lo esperado en el último trimestre de 1999. Por otro lado, los efectos distorsivos de las primeras medidas impositivas adoptadas pueden haber compensado los beneficios de un menor déficit fiscal, contribuyendo a explicar el casi nulo crecimiento desestacionalizado de la primera parte del año 2000. También pueden haber influido otros factores de carácter externo, como el aumento diferenciado de los precios de los distintos “commodities”. El gran aumento del precio de los combustibles y de los metales, que beneficiaron más a otros países que al nuestro, contrasta con el relativo estancamiento en los precios de los alimentos, base de nuestras exportaciones. De todos modos cabría esperar que todos estos cambios sean de carácter transitorio. Las posibilidades de crecimiento potencial de la economía argentina no han sido sustancialmente alteradas, por lo cual esperamos que la relación riesgo-crecimiento tienda a restablecerse nuevamente.

Gráfico 15  
**RIESGO PAIS: ARGENTINA EN RELACIÓN AL PROMEDIO DE LOS PAISES EMERGENTES, BRASIL Y MEJICO.**



### CUADRO N°1

ADF Test Statistic	-5.265189	1% Critical Value*		-3.6852
		5% Critical Value		-2.9705
		10% Critical Value		-2.6242
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TFRB)				
Method: Least Squares				
Date: 08/15/00 Time: 14:59				
Sample: 1993:2 2000:1				
Included observations: 28				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TFRB(-1)	-1.036594	0.196877	-5.265189	0.0000
C	0.022257	0.071760	0.310161	0.7589
R-squared	0.516029	Mean dependent var		-0.004878
Adjusted R-squared	0.497415	S.D. dependent var		0.534239
S.E. of regression	0.378739	Akaike info criterion		0.964811
Sum squared resid	3.729527	Schwarz criterion		1.059969
Log likelihood	-11.50736	F-statistic		27.72221
Durbin-Watson stat	1.968429	Prob(F-statistic)		0.000017

### CUADRO N°2

ADF Test Statistic	-2.765800	1% Critical Value*		-3.6959
		5% Critical Value		-2.9750
		10% Critical Value		-2.6265
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TPIB)				
Method: Least Squares				
Date: 08/15/00 Time: 11:34				
Sample(adjusted): 1993:3 2000:1				
Included observations: 27 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TPIB(-1)	-0.420468	0.152024	-2.765800	0.0105
C	0.002223	0.002789	0.797036	0.4329

R-squared	0.234295	Mean dependent var	-0.001170
Adjusted R-squared	0.203667	S.D. dependent var	0.014584
S.E. of regression	0.013015	Akaike info criterion	-5.774280
Sum squared resid	0.004235	Schwarz criterion	-5.678292
Log likelihood	79.95278	F-statistic	7.649651
Durbin-Watson stat	1.774189	Prob(F-statistic)	0.010519

### CUADRO N°3

ADF Test Statistic	-1.845984	1% Critical Value*	-3.5213
		5% Critical Value	-2.9012
		10% Critical Value	-2.5876

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LEMI)

Method: Least Squares

Date: 08/18/00 Time: 17:00

Sample(adjusted): 1994:06 2000:06

Included observations: 73 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEMI(-1)	-0.086400	0.046805	-1.845984	0.0693
D(LEMI(-1))	-0.129921	0.117853	-1.102396	0.2742
D(LEMI(-2))	-0.041842	0.118995	-0.351629	0.7262
D(LEMI(-3))	0.232774	0.115096	2.022439	0.0471
D(LEMI(-4))	0.187156	0.087303	2.143747	0.0357
C	0.404864	0.219264	1.846470	0.0692

R-squared	0.145903	Mean dependent var	0.000232
Adjusted R-squared	0.082165	S.D. dependent var	0.023066
S.E. of regression	0.022098	Akaike info criterion	-4.708065
Sum squared resid	0.032717	Schwarz criterion	-4.519808
Log likelihood	177.8444	F-statistic	2.289090
Durbin-Watson stat	2.012498	Prob(F-statistic)	0.055534

**CUADRO N°4**

ADF Test Statistic	-7.522927	1% Critical Value*	-3.5188
		5% Critical Value	-2.9001
		10% Critical Value	-2.5871

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(TEMI)  
 Method: Least Squares  
 Date: 08/15/00 Time: 10:49  
 Sample(adjusted): 1994:04 2000:06  
 Included observations: 75 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TEMI(-1)	-1.263394	0.167939	-7.522927	0.0000
D(TEMI(-1))	0.089503	0.089721	0.997577	0.3218
C	0.001007	0.002614	0.385120	0.7013

R-squared	0.614949	Mean dependent var	-0.001295
Adjusted R-squared	0.604253	S.D. dependent var	0.035861
S.E. of regression	0.022560	Akaike info criterion	-4.706134
Sum squared resid	0.036643	Schwarz criterion	-4.613435
Log likelihood	179.4800	F-statistic	57.49408
Durbin-Watson stat	1.987621	Prob(F-statistic)	0.000000

**CUADRO N°5**

Sample(adjusted): 1994:06 2000:06  
 Included observations: 73 after adjusting endpoint  
 Standard errors & t-statistics in parentheses

	TFRB	TEMI
TFRB(-1)	0.197644 (0.12485) (1.58309)	-0.023693 (0.01284) (-1.84469)
TFRB(-2)	-0.112757 (0.12998) (-0.86749)	-0.015957 (0.01337) (-1.19333)
TFRB(-3)	-0.020396 (0.12618) (-0.16164)	-0.029862 (0.01298) (-2.30044)
TFRB(-4)	-0.008595 (0.12755) (-0.06738)	0.008346 (0.01312) (0.63600)
TEMI(-1)	-0.042914 (1.14589) (-0.03745)	-0.251491 (0.11789) (-2.13333)
TEMI(-2)	0.240103	-0.131800

	(1.14553)	(0.11785)
	(0.20960)	(-1.11838)
TEMI(-3)	-0.467687	0.210832
	(1.07568)	(0.11066)
	(-0.43478)	(1.90515)
TEMI(-4)	0.183029	0.133282
	(0.83687)	(0.08610)
	(0.21871)	(1.54807)
C	0.017127	0.001446
	(0.02490)	(0.00256)
	(0.68790)	(0.56456)
R-squared	0.057178	0.244833
Adj. R-squared	-0.060675	0.150437
Sum sq. resids	2.697918	0.028554
S.E. equation	0.205317	0.021122
F-statistic	0.485165	2.593681
Log likelihood	16.79372	182.8114
Akaike AIC	-0.213527	-4.761957
Schwarz SC	0.068859	-4.479572
Mean dependent	0.016869	0.000493
S.D. dependent	0.199358	0.022916
Determinant Residual Covariance		1.44E-05
Log Likelihood		199.6256
Akaike Information Criteria		-4.976044
Schwarz Criteria		-4.411274

## CUADRO N°6

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1992:08 2000:06			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
TFRB does not Granger Cause TEMI	73	3.00550	0.02456
TEMI does not Granger Cause TFRB		0.10886	0.97901

## CUADRO N° 7

Sample(adjusted): 1993:3 2000:1		
Included observations: 27 after adjusting endpoints		
Standard errors & t-statistics in parentheses		
	TFRB	TPIB
TFRB(-1)	-0.034477	-0.019241
	(0.21037)	(0.00604)
	(-0.16389)	(-3.18820)
TPIB(-1)	0.592574	0.457599
	(4.72496)	(0.13555)
	(0.12541)	(3.37582)

C	0.029625 (0.08483) (0.34925)	0.003752 (0.00243) (1.54169)
R-squared	0.002447	0.555754
Adj. R-squared	-0.080682	0.518733
Sum sq. resids	3.614347	0.002975
S.E. equation	0.388069	0.011133
F-statistic	0.029437	15.01205
Log likelihood	-11.16384	84.72014
Akaike AIC	1.049173	-6.053344
Schwarz SC	1.193155	-5.909362
Mean dependent	0.033431	0.006900
S.D. dependent	0.373302	0.016048
Determinant Residual Covariance		1.23E-05
Log Likelihood		76.01280
Akaike Information Criteria		-5.186133
Schwarz Criteria		-4.898170

### CUADRO N°8

#### Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1992:4 2000:1

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
TPIB does not Granger Cause TFRB	27	0.01573	0.90124
TFRB does not Granger Cause TPIB		10.1646	0.00395

### CUADRO N°9

Response of TPIB: Period	TPIB	TFRB
1	0.009584 (0.00130)	-0.004281 (0.00193)
2	0.004385 (0.00136)	-0.008999 (0.00249)
3	0.001898 (0.00167)	-0.003826 (0.00226)
4	0.000822 (0.00125)	-0.001658 (0.00170)
5	0.000356 (0.00077)	-0.000718 (0.00116)
6	0.000154 (0.00043)	-0.000311 (0.00070)
7	6.68E-05 (0.00023)	-0.000135 (0.00039)
8	2.90E-05 (0.00012)	-5.84E-05 (0.00021)

9	1.25E-05 (6.0E-05)	-2.53E-05 (0.00011)
10	5.43E-06 (2.9E-05)	-1.10E-05 (5.3E-05)
<b>Response of TFRB:</b>		
<b>Period</b>	<b>TPIB</b>	<b>TFRB</b>
1	0.000000 (0.00000)	0.365875 (0.04979)
2	0.005679 (0.04270)	-0.015151 (0.06967)
3	0.002403 (0.01813)	-0.004810 (0.04142)
4	0.001042 (0.00724)	-0.002102 (0.01575)
5	0.000451 (0.00289)	-0.000910 (0.00633)
6	0.000195 (0.00115)	-0.000394 (0.00252)
7	8.47E-05 (0.00046)	-0.000171 (0.00100)
8	3.67E-05 (0.00018)	-7.40E-05 (0.00040)
9	1.59E-05 (7.1E-05)	-3.21E-05 (0.00016)
10	6.89E-06 (2.8E-05)	-1.39E-05 (6.3E-05)
Ordering: TFRB TPIB		

**CUADRO N°10**

Variance Decomposition of TPIB:			
Period	S.E.	TFRB	TPIB
1	0.365875	16.63678	83.36322
2	0.366233	47.20383	52.79617
3	0.366272	49.84149	50.15851
4	0.366280	50.29082	49.70918
5	0.366281	50.37367	49.62633
6	0.366282	50.38917	49.61083
7	0.366282	50.39207	49.60793
8	0.366282	50.39262	49.60738
9	0.366282	50.39272	49.60728
10	0.366282	50.39274	49.60726
Variance Decomposition of TFRB:			
Period	S.E.	TFRB	TPIB
1	0.010496	100.0000	0.000000

2	0.014505	99.97595	0.024045
3	0.015121	99.97166	0.028344
4	0.015233	99.97085	0.029151
5	0.015255	99.97070	0.029303
6	0.015258	99.97067	0.029331
7	0.015259	99.97066	0.029337
8	0.015259	99.97066	0.029338
9	0.015259	99.97066	0.029338
10	0.015259	99.97066	0.029338

Ordering: TFRB TPIB