

**SPREAD SOBERANO:**

**EVIDENCIA EMPÍRICA DEL CASO URUGUAYO**

**Diciembre 2001**

**Departamento de Estudios de República AFAP S.A.:**

Ec. Martín Larzabal  
Ec. María Valdés  
An. Ec. Sofía Laporta

Con la colaboración de Fernando Lorenzo

**Abstract**

El presente trabajo es un primer intento por encontrar los determinantes de largo plazo del premio por riesgo país de Uruguay a la vez de analizar su dinámica de corto plazo. Para el análisis del equilibrio de largo plazo se emplea la técnica de Vectores Autoregresivos con restricciones de Cointegración desarrollada por Johansen (1988, 1992, 1994) mientras que la dinámica de ajuste de los desequilibrios se estudia mediante al modelo vectorial de corrección de errores.

Se concluye que los determinantes de largo plazo del spread soberano se relacionan con aspectos de solvencia (déficit fiscal como porcentaje del PBI), aspectos de inestabilidad interna (inflación mensual), nivel de competitividad externa (tipo de cambio real), además de elementos regionales (EMBI) e internacionales (tasa de los bonos de referencia estadounidenses a 10 años). Un resultado que sorprende es que la elasticidad del UBI con respecto al EMBI resulta negativa en la relación de largo plazo. Sin embargo el análisis de la dinámica de corto plazo muestra que en el corto plazo, sí se produce el “efecto contagio” desde el resto de los mercados emergentes hacia Uruguay, aunque éste se desvanece al cabo de pocos meses.

## INDICE

<b>1. Introducción</b>	<b>2</b>
<b>2. Evolución histórica y regularidades empíricas</b>	<b>3</b>
<b>2.1 – Hechos relevantes</b>	<b>3</b>
<b>2.2 – Spread y fundamentals</b>	<b>9</b>
<b>2.3 – Spread y emisiones</b>	<b>10</b>
<b>2.4 – Spread y FED</b>	<b>11</b>
<b>3. Revisión Bibliográfica</b>	<b>11</b>
<b>4. Un marco analítico simple</b>	<b>13</b>
<b>5. Determinantes del spread y su dinámica temporal</b>	<b>14</b>
<b>5.1 – Planteo de hipótesis</b>	<b>14</b>
<b>5.2 – La técnica econométrica</b>	<b>14</b>
<b>5.2.1 – Equilibrio de largo plazo</b>	<b>15</b>
<b>5.2.2 – Dinámica de corto plazo</b>	<b>20</b>
<b>6. Conclusiones</b>	<b>21</b>
<b>ANEXO I – Datos</b>	<b>23</b>
<b>ANEXO II – Construcción de las series</b>	<b>27</b>
<b>ANEXO III – Gráficos</b>	<b>31</b>
<b>ANEXO IV - Anexo Econométrico</b>	<b>35</b>
<b>Bibliografía</b>	<b>41</b>

## 1. Introducción

La existencia de un diferencial entre el rendimiento de los bonos soberanos emitidos por diferentes países es usualmente atribuible a un premio por riesgo de “default” o de cesación de pagos de la deuda.

El “spread” de los bonos soberanos, es una variable fundamental en los países emergentes y es generalmente positivo en estos países, lo que implica un mayor costo de financiamiento con relación al que enfrentan los países desarrollados. El diferencial de tasas varía sustancialmente en el tiempo y aumenta en períodos de turbulencias financieras locales e internacionales afectando en forma negativa la actividad económica en los países emergentes. Por el contrario, un nivel de spread bajo generalmente se traduce en menores costos financieros tanto para el sector público como para el privado y mayor crecimiento.

Este trabajo investiga los determinantes del riesgo “Uruguay”, usando información financiera doméstica e internacional mensual así como también datos sobre eventos políticos y económicos relevantes. El riesgo país de Uruguay se recoge a través del “Uruguay Bond Index (UBI)”<sup>1</sup> que refleja el diferencial de tasas entre los bonos soberanos de Uruguay y los de Estados Unidos.

Se examina en primer lugar la relación de largo plazo entre el spread soberano, las variables macroeconómicas locales que reflejan la estabilidad económica del país y los factores internacionales que la afectan. La intuición económica es que el nivel de spread es una compensación a los inversores por mantener instrumentos más riesgosos y menos líquidos que los Bonos del Tesoro norteamericanos. Esta relación se estima con la técnica de Vectores Autoregresivos (VAR) con restricciones de cointegración,

En segundo lugar, mediante el Método Vectorial de Corrección de Errores (VECM), se analiza la dinámica de corto plazo de los cambios en el spread como respuesta a shocks globales y locales. Se espera que la desviación del equilibrio de largo plazo determinado en el primer paso sea un determinante importante en predecir los cambios en los spreads.

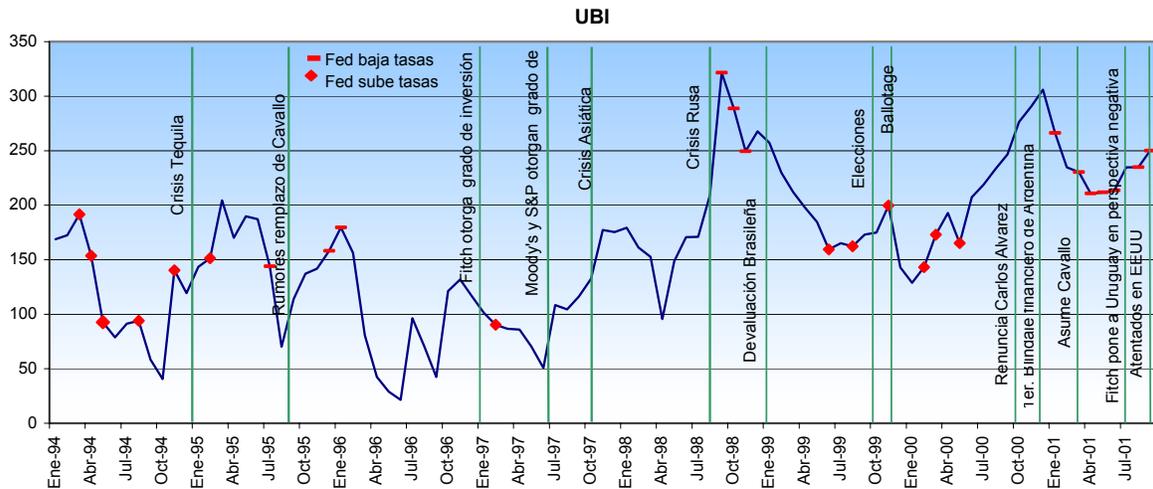
El resto del trabajo se organiza como sigue. La sección 2 documenta la evolución histórica y las regularidades empíricas del spread soberano de Uruguay. La sección 3 resume las principales contribuciones teóricas y desarrollos empíricos sobre los determinantes del spread de mercados emergentes. La sección 4 provee un marco analítico simple para el trabajo. En la sección 5 se estudia empíricamente los determinantes del premio por riesgo de Uruguay y en la sección final se presenta un resumen y las conclusiones.

---

<sup>1</sup> Índice de “Riesgo Uruguay” elaborado por el Departamento de Estudios de República Afap, a partir del nivel de spread de los Bonos Globales, considerados en forma individual y ponderados por sus respectivas capitalizaciones de mercado (ver Anexo II).

## 2. Evolución histórica y regularidades empíricas

En esta sección se presenta la evolución del premio por riesgo de Uruguay y la región constatada en la segunda mitad de los noventa y se los relaciona con los factores macroeconómicos y principales eventos ocurridos tanto a nivel domestico como internacional. En particular, se analizan los impactos que han tenido las crisis regionales y mundiales, la política monetaria de EEUU, los dictámenes de las calificadoras de riesgo, la incertidumbre previa a las elecciones y las emisiones de deuda del gobierno.



### 2.1 Hechos relevantes:

En octubre de 1993 Moody's califica de "oficio" la deuda soberana de Uruguay un escalón por debajo del grado de inversión. En marzo del año siguiente, Standard & Poor's convalida la calificación otorgada por Moody's.

La mayor dificultad esgrimida por ambas calificadoras para mejorar formalmente ese grado era el alto nivel de inflación y la inconsistencia fiscal de largo plazo provenientes del sistema de seguridad social<sup>2</sup>.

De todos modos, el hecho de que Uruguay nunca hubiera incumplido sus obligaciones externas, ni confiscado depósitos bancarios o adoptado medidas equivalentes, sirvieron para construir un perfil de deudor confiable, hecho convalidado por los mercados a través de la cotización de su deuda a niveles similares al de los deudores más calificados de la región.

<sup>2</sup> Carlos Sténeri, 1997

## CUADRO 1

Subperíodos por calificación	Período	Spread promedio
grado especulativo	abr94-ene97	114
	abr94-jun97	109
grado de inversión split	feb97-set01	188
grado de inversión total	jul97-set01	199

En enero de 1997, dos agencias evaluadoras de riesgo –Duff & Phelps e IBCA- otorgaron a la deuda soberana de Uruguay la nota BBB-, alcanzando por primera vez el grado de inversión. En junio del mismo año Moody's y Standard & Poor's elevaron también la nota de Uruguay al umbral del grado de inversión. La mejora en el rating crediticio del país se reflejó más en el acceso del país a los mercados financieros internacionales que en la prima que venía pagando hasta el momento, ya que como se señalara anteriormente los mercados ya habían internalizado las condiciones de la economía, ubicando la cotización de los papeles de Uruguay en una categoría similar a los de Colombia y Chile.

Hasta 1997 el spread promedio de los últimos tres años rondaba los 114 puntos básicos (p b), en tanto que desde mediados de junio de 1997 y hasta el 2001 el spread se ha ubicado en el entorno de los 200 pb en promedio. Cabe señalar que hasta enero de 1997 el gobierno tenía colocados en el mercado internacional apenas U\$S 300 millones en euronotas, en tanto que entre 1997 y el 2001 el circulante prácticamente se multiplicó por 7, aumentando a unos U\$S 1.900 millones.

Sin embargo, es importante destacar que durante la “era” del investment grade, la economía uruguaya ha tenido que absorber una serie importante de shocks y crisis regionales y mundiales que han mantenido la prima de riesgo muy por encima de los bajos niveles constatados en los años previos a la obtención del grado de inversión.

La fuerte entrada de capitales que se verificó en la región hasta 1996 (entre 1992 y 1996 llegaron a América Latina unos U\$S 282.000 millones<sup>3</sup>), producto del bajo nivel de tasas internacionales y el cambio en los hábitos de inversión de los inversores norteamericanos<sup>4</sup>, contribuyó en buena forma a mantener reducidos los niveles de spread en el Uruguay en la “era” especulativa.

---

<sup>3</sup> Sebastián Edwards, 1998

<sup>4</sup> Preferencia por acciones e instrumentos de deuda a través de fondos mutuos en vez de depósitos bancarios.

## CUADRO 2

Subperíodos por crisis	Período	Spread promedio			
		Uruguay	Argentina	Brasil	México
Pre-tequila	abr94-nov94	94	696	962	458
Crisis tequila	dic94-mar95	155	1307	1159	1208
Pos-tequila	abr95-dic96	114	873	841	826
Pre-Asia	ene97-set97	90	354	411	354
Crisis asiática	oct97-dic97	162	502	590	431
Pos-Asia	ene98-jul98	154	443	543	416
Crisis rusa	ago98-dic98	267	866	1229	830
Crisis Brasil	ene98-mar99	233	778	1308	708
Pos-Brasil	abr99-ago99	174	754	1015	625
Elecciones y ballottage	set99-nov99	183	649	880	527
Pos-elecciones	dic99-feb00	138	559	694	388
Desplome del Nasdaq	mar00-abr00	183	570	711	370
Pos-Corrección bursátil	jun00-set00	227	671	703	343
Pre-blindaje	oct00-dic00	291	822	779	381
Pos-blindaje	ene01-feb01	251	733	715	396
Renuncia de 2 ME y toma de Cavallo	Mar-01	230	960	811	414
Cavallo con megacanje	abr01-jun01	212	1027	839	334
Cavallo con ley de déficit cero	jul01-ago01	235	1515	963	357
Atentado Gemelas	set-01	251	1615	1165	431

### 2.1.1. “Efecto Tequila”

La crisis mexicana, o del Tequila, fue la última crisis que el país enfrentó con nota especulativa de su deuda soberana. La crisis comenzó en diciembre de 1994, impactando fuertemente en el nivel de spread de Uruguay. El mercado no se recompuso hasta que México y Argentina firmaron un acuerdo con el Fondo Monetario Internacional (FMI) en marzo de 1995. Durante el período de crisis, el spread promedió los 155 puntos básicos, muy por encima de los 94 puntos básicos registrados en promedio durante 1994 y de los 114 puntos durante el segundo semestre de 1995. El riesgo en la región, en tanto, también aumentó sensiblemente, alcanzando en Argentina y Brasil primas superiores a los 1400 pb.

### 2.1.2. “Efecto arroz”

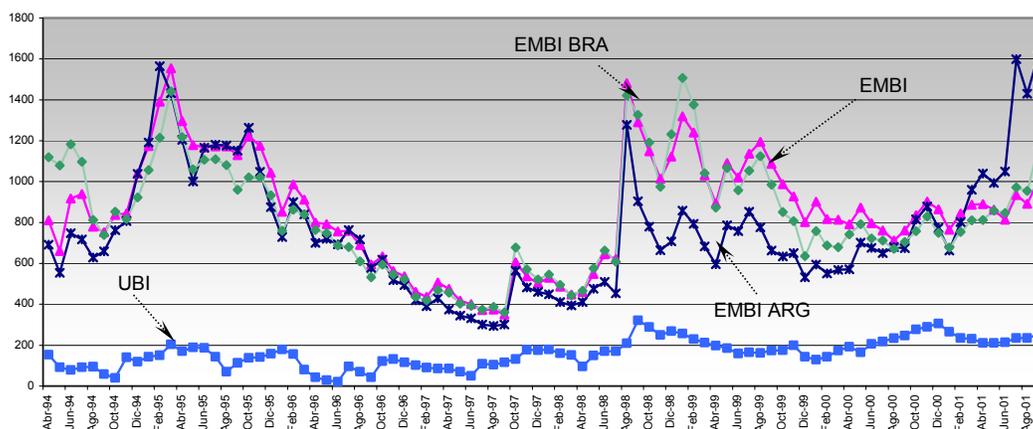
El 2 de julio de 1997 el Banco Central de Tailandia anuncia una flotación controlada de su moneda, provocando una depreciación del 20%. De ahí en más, entre el 8 de julio y 19 de agosto, Malasia, Filipinas, Indonesia y Corea enfrentaron ataques especulativos en dominó contra sus monedas. Los efectos de la crisis del sudeste asiático no se observaron en el mercado uruguayo hasta octubre de 1997, cuando se inicia el ataque especulativo contra el dólar en Hong Kong. El premio por riesgo en nuestro país trepó de un promedio de 90 pb entre enero y setiembre de 1997 a 177 pb en noviembre, para descender a una media de 154 pb entre enero y julio de 1998.

### 2.1.3. “Efecto vodka”

El 17 de agosto de 1998, tras meses de incertidumbre y convulsión financiera, el gobierno ruso amplió el margen de fluctuación del rublo, lo que supuso una devaluación del 50% de la divisa rusa. La medida fue acompañada de un anuncio de moratoria de 90 días. Los efectos negativos sobre los mercados bursátiles del mundo entero no se hicieron esperar. En nuestro país el spread saltó en agosto a 209 pb, llegando a un promedio mensual máximo absoluto de 322 pb en setiembre. La crisis también repercutió en el mercado cambiario cuando el BCU, por primera vez desde el establecimiento del sistema de bandas cambiarias, debió intervenir vendiendo U\$S 100 mil al techo de la banda.

En la región, si bien las primas más que se duplicaron respecto a los niveles que tenían antes de agosto de 1998, no alcanzaron a superar los promedios máximos mensuales alcanzados en el Tequila (Argentina 1278 pb, Brasil 1421 pb y México 941 pb).

UBI vs. EMBI, EMBI ARG, EMBI BRA



#### **2.1.4. “Efecto caipirinha”**

El 15 de enero de 1999 la especulación contra el real se hizo insostenible y el Banco Central de Brasil debió abandonar el sistema de bandas cambiarias, dejando flotar libremente su moneda. En nuestro mercado local no se constataron repercusiones de importancia, salvo la intervención que debió efectuar el BCU a primeras horas de la mañana del 15, vendiendo en una sola operación U\$S 7 millones al techo de la banda. El spread promedio de enero fue de 257 pb, frente a los 268 pb registrados en el transcurso de diciembre de 1998. En Brasil, la devaluación impulsó al riesgo país a un máximo de 1507 pb, superando el pico de 1441 pb alcanzado en el Tequila, en tanto que en Argentina y México los spread acusaron leves subas en enero (151 pb y 60 pb respectivamente).

En los meses siguientes a la devaluación del real el spread promedio de los títulos soberanos uruguayos acentuó la tendencia descendente que se había iniciado luego de la suba que originó la crisis rusa

#### **2.1.5. Elecciones: Argentina y Uruguay**

En setiembre de 1999, sin embargo, el inestable entorno regional y las cercanas elecciones presidenciales en Argentina y Uruguay provocaron un quiebre en esa tendencia, saltando el spread a niveles de 173 pb, alcanzando en noviembre los 200 pb. En el mercado de cambios, se acentuó la firmeza del dólar, cerrando su cotización el 14 de setiembre en el techo de la banda. Cabe señalar que esa fue la primera vez desde que se instaurara el sistema de bandas que la cotización del dólar cerró en el límite superior.

#### **2.1.6. Desplome del Nasdaq**

A fines de marzo de 2000, la plaza financiera local recibió un coletazo de las repercusiones del desplome del Nasdaq y las posteriores correcciones registradas en los principales mercados internacionales. Entre marzo y abril el spread promedió 183 pb, nivel 50 pb superior al registrado durante los primeros dos meses del 2000.

#### **2.1.7. Turbulencias en Argentina**

A partir de junio y hasta diciembre el panorama en Argentina se torna cada día más complicado. La promesa de crecimiento del 4% para el 2000 efectuada por Machinea a principios de ese año se desvanece por completo. El desempleo llega a su máximo nivel en tres años de la mano de protestas y reivindicaciones sociales. El 5 de octubre Machinea reestructura su gabinete. Al día siguiente el Vicepresidente, Carlos Alvarez, renuncia en protesta por el manejo por parte de De la Rúa de un escándalo por supuestos sobornos en el Senado. Los mercados internacionales de capitales cortan virtualmente el acceso financiero a Argentina.

En nuestro país, en tanto, la prima de riesgo acompañó al alza la seguidilla de eventos acaecidos en la vecina orilla. El spread promedio de estos meses se ubicó sistemáticamente por encima de los 200 pb, pasando de 207 pb en junio a 290 pb en noviembre. Finalmente el 11 de diciembre Argentina termina con la agonía, al recibir un blindaje financiero de U\$S 40.000 millones, liderado por el FMI. El riesgo país de Uruguay alcanzó en diciembre el promedio mensual más alto desde la crisis rusa (322 pb en setiembre de 1998), situándose en 306 pb.

### **2.1.8. Año 2001: Uruguay se “desacopla” de Argentina**

A partir del salvataje del FMI, la prima de riesgo de Uruguay logra “desvincularse”, en cierta forma, de la performance de la economía Argentina. En la vecina orilla la situación política y económica se mantuvo relativamente estable hasta la renuncia el 2 de marzo del ministro de economía Machinea. Dos semanas más tarde, el nuevo ministro de economía, Ricardo López Murphy deja el cargo como consecuencia de la fuerte oposición que tuvo el paquete de medidas que envió al Congreso. El 20 de marzo, Cavallo asume nuevamente como ministro de economía. De aquí en más, Cavallo lanza una serie de baterías de medidas tendientes a recuperar la confianza, cubrir el creciente déficit fiscal y reactivar la economía (convertibilidad ampliada, megacanje, factor de convergencia, ley de déficit cero y nuevo megacanje).

En nuestro país, las mayores repercusiones se observaron en el mercado de cambios como respuesta al factor de convergencia que comenzó a aplicar Argentina el 15 de junio de 2001 a efectos de abaratar sus exportaciones y encarecer sus importaciones. En efecto, el 19 de junio el gobierno uruguayo ajustó su política cambiaria, duplicando la pauta devaluatoria y ensanchando la banda de flotación al 6%. En ocho días, el BCU debió vender unos U\$S 130 millones al techo de la banda. El mercado de valores, en tanto, no acusó mayores sobresaltos, promediando en junio 214 pb. En julio Fitch Ibcá puso perspectiva negativa a la calificación de Uruguay, observándose un leve incremento en el spread de los papeles soberanos, al promediar 235 pb en el mes.

Cabe señalar que durante todos estos meses (entre marzo y julio de 2001) el riesgo país de Argentina batía nuevos récords al cierre de cada jornada.

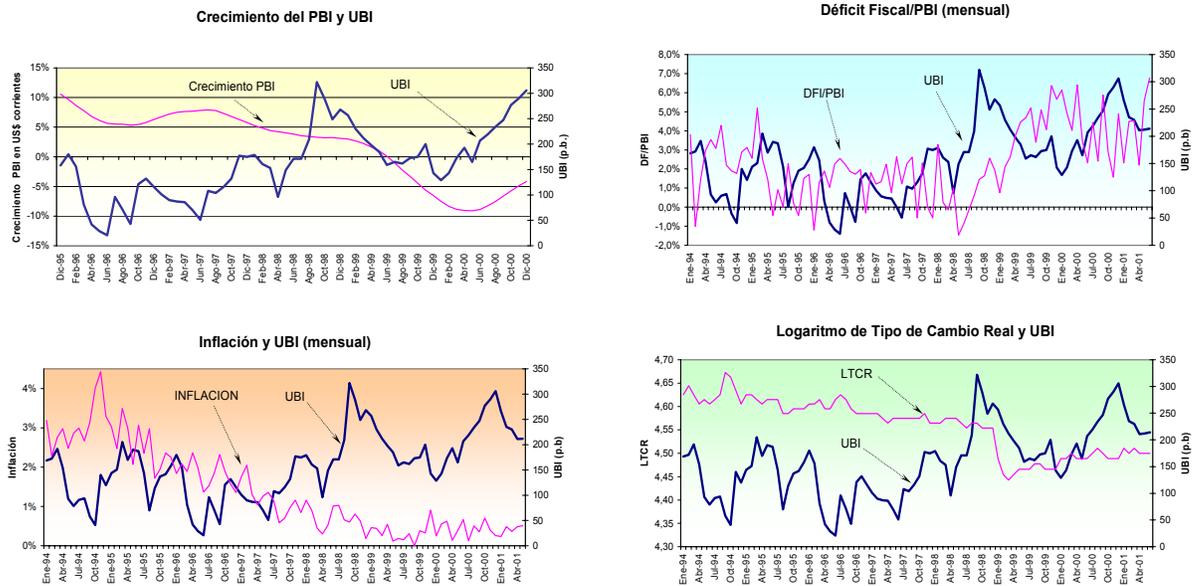
### **2.1.9. - Atentados en EE.UU.**

Finalmente, en setiembre de 2001, el riesgo país de Uruguay recibe un nuevo golpe: el atentado terrorista contra las torres gemelas y sus repercusiones sobre la economía mundial. En nuestro país, la prima subió de 235 pb a 251 pb.

Se puede señalar que la crisis rusa ha sido el mayor impacto que ha recibido el riesgo país de Uruguay entre 1994 y 2001. El spread se disparó 151 pb, pasando de 171 pb a 322 pb. Además, a partir de esta crisis el spread promedio mensual de nuestro país experimenta un cambio en el nivel, estabilizándose en promedio 80 pb por encima del promedio observado previo al default ruso.

## 2.2. Spread y fundamentos

En general, el spread depende de una serie de factores económicos, políticos y sociales. Dentro de ellos, los factores económicos que reflejan la salud de la economía, la capacidad de pago del sector público y la capacidad de la economía de obtener divisas juegan un papel preponderante.

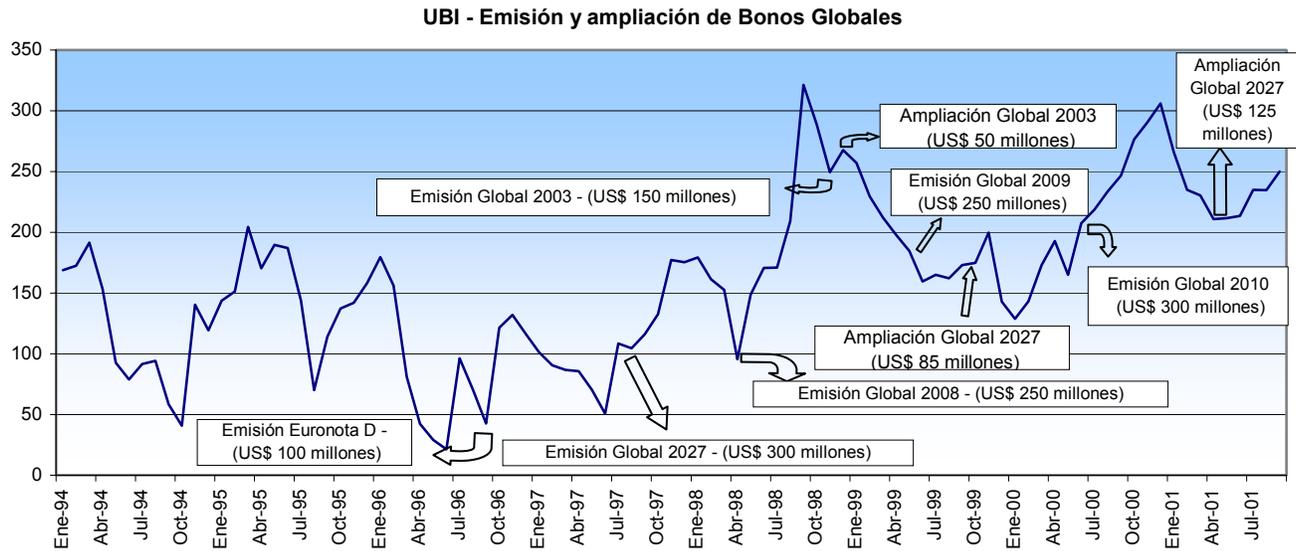


Nuestro país, entre 1994 y 1998, presentó una inflación a la baja, un crecimiento sostenido del producto, un déficit fiscal con tendencia descendente y un tipo de cambio real que no registró demasiadas variaciones. El riesgo país, en tanto, acompañó los buenos indicadores que presentó la economía a lo largo de esos años, promediando hasta setiembre de 1998 apenas 134 pb.

A partir de la devaluación brasileña de enero de 1999 el panorama cambió radicalmente, observándose un quiebre en la tendencia positiva del déficit fiscal, del producto y de la deuda pública.

El nivel de spread acompañó el deterioro de los fundamentos de la economía, aunque merece señalarse que desde 1999 hasta el 2001 buena parte del mayor premio exigido obedeció al incierto contexto regional (entre 1999 y setiembre de 2001 el spread promedió 218 pb).

### 2.3. Spread y emisiones



Las repercusiones de la crisis rusa desatada en agosto de 1998 explican la alta prima que debió pagar el Global 2003 en noviembre de ese mismo año, en tanto que la salida al mercado del 2027 se dio en uno de los períodos de mayor calma (julio de 1997), luego del Tequila y previo a comenzar a sentir los coletazos de la crisis asiática.

Por lo general los bonos al momento de la emisión deben pagar una prima de mercado primario. A su vez, los inversores extranjeros son más exigentes que los locales, por lo que le cargan al rendimiento una prima adicional. Estos efectos deprimen el precio de los demás papeles que compiten en plazo con el nuevo bono. Por lo tanto, es dable esperar que el spread promedio del mes de la emisión sea mayor al observado el mes previo y siguiente.

Solamente en los meses de las emisiones del Global 2027 (julio 1997) y de la ampliación del Global 2003 (diciembre de 1998) quedó en evidencia el “efecto licitación”. En los demás meses de emisiones este efecto no alcanzó a imponerse, probablemente porque fue absorbida por algún shock recibido durante el mes.

## 2.4. Spread y FED

**CUADRO 3**

Subperíodos por ciclo de FED	Período	Spread promedio
6 subas consecutivas	feb94-feb95	118
3 bajas consecutivas	jul95-ene96	135
3 bajas consecutivas	set98-nov98	287
6 subas consecutivas	jun99-may00	165
8 bajas consecutivas	ene01-set01	232

De no mediar cambios en las condiciones internas o externas que impliquen un mayor nivel de riesgo para un país, en un contexto de tasas internacionales a la baja (alza), los papeles de renta fija deberían experimentar una apreciación (depreciación) para mantener en ambos casos inalterado el spread.

En los períodos julio 95-enero 96, setiembre 98-noviembre 98 y enero 01-setiembre 01, se verificaron tres o más movimientos consecutivos de bajas de tasas internacionales y sin embargo los papeles en nuestro país en esos períodos cayeron. Por otra parte, entre junio de 1999 y mayo de 2000 las tasas se movieron al alza en seis oportunidades y sin embargo el riesgo país de Uruguay aumentó.

Claramente estos períodos estuvieron signados por varios de los shocks señalados anteriormente y los precios se movieron en dirección opuesta la predicha por los cambios en las tasas internacionales.

Además, la evidencia empírica muestra que cuando aumentan (bajan) las tasas internacionales, en nuestro país las tasas locales suben (bajan) en menor proporción, dando lugar a una baja (suba) del spread.

## 3. Revisión Bibliográfica

Dentro de la literatura existente sobre los spreads de los mercados emergentes, son pocos los autores que han realizado análisis de series de tiempo para encontrar los determinantes del premio por riesgo soberano al nivel de un solo país o al nivel de corte transversal.

Entre ellos, se destaca el trabajo de Edwards (1986) que estudia los determinantes del spread de los préstamos bancarios y de los bonos para un grupo de países emergentes. Encuentra que las variables explicativas más significativas son (signo entre paréntesis): deuda/PBI (-), inversiones/PBI (-) servicio de la deuda/exportaciones (-, aunque se esperaba lo contrario), madurez (-), reservas/importaciones (-), tasa de crecimiento de la producción industrial (-), tipo de cambio real efectivo (+), precio del petróleo (+, aunque

se esperaba lo contrario) y el spread rezagado un período además de una serie de dummies reflejando la fecha de la emisión.

Un segundo trabajo realizado por Min (1998) estima una función de los spreads del mercado primario de emisiones tanto de gobierno como de privados para un conjunto de países. Luego de controlar por la madurez, la diferencia en los emisores (público o privado) e incluyendo varias dummies para recoger cambios estructurales (por ejemplo la crisis mexicana) encuentra prácticamente las mismas variables significativas que Edwards (1986). Además encuentra importantes efectos del déficit de cuenta corriente (+), la tasa de crecimiento de las exportaciones y las importaciones (-/+), el TCR (+, aunque teóricamente podría presentar el signo contrario si una apreciación indica la perspectiva de una creciente vulnerabilidad externa y en consecuencia es descontada por el mercado), la tasa de inflación (+) y los términos del intercambio (-). A diferencia del trabajo de Edwards, ni la tasa de interés de US ni el precio del petróleo resultaron significativas.

Un estudio de Eichengreen y Mody (1998) confirma los resultados de Min además de considerar otras variables en el análisis. Agrega por ejemplo una dummy para tener en cuenta si hubo reestructura de deuda (+) y otras dummies que recogen el hecho de si la colocación de la emisión fue pública o privada, y la madurez, etc.

En resumen, los tres trabajos consisten en representaciones de datos de panel. A pesar de que permiten controlar por los efectos específicos a cada país, no proveen evidencia de que los distintos países puedan tener distintas sensibilidades respecto a sus fundamentales de solvencia y liquidez, ni respecto a los factores comunes (tasa de interés de los Bonos del Tesoro estadounidenses, efecto contagio, etc.).

Al nivel de países, se realizaron dos tipos de trabajos. El primero relaciona el riesgo país con el riesgo moneda y/o shock de tasas de Estados Unidos. Dentro de esta línea de trabajos se encuentra el trabajo de Favero, Giavazzi y Spaventa (1996) que realizaron un análisis de los spreads de los bonos “High Yields” europeos. La segunda línea de trabajos sugiere un enfoque más comprehensivo que generalmente abarca los factores destacados en el primer tipo de literatura.

A partir de Edwards (1986), el trabajo relativamente más reciente de esta segunda línea de trabajos está asociado a los trabajos de Aronovich (1999) que analiza el caso argentino, brasilero y mexicano; el de Baig y Goldfjan (2000) que estudiaron los spreads de Brasil, Arora y Cerisola (2000) o Wong (2000) quienes realizan un análisis sobre los spreads de varios países latinoamericanos y Noguez y Grandes (2001) que se centran en el caso argentino. Esta rama de la literatura se ha enfocado en datos del mercado secundario y todos encuentran que los determinantes fundamentales de los niveles de spread se relacionan a aspectos macroeconómicos domésticos y a factores regionales e internacionales.

#### 4. Un marco analítico simple

El “spread soberano” se refiere a la diferencia entre el rendimiento de un instrumento financiero emitido por un país riesgoso y el de otro emitido por un país considerado libre de riesgo, ambos emitidos en la misma moneda. En principio dicho diferencial se compone de dos términos: el “premio por riesgo”, que refleja la posibilidad de que un país no pague su deuda en las condiciones pactadas y el “premio por transacción”, que refleja el costo y riesgo de trasladar activos entre países y se relaciona a temas tales como el control de capitales, régimen tributario, comisiones y tarifas diferenciales, así como el riesgo de cambios regulatorios o de condiciones de mercado que puedan afectar el costo de transacción.

El presente trabajo supone que el “premio por transacción” es igual a cero por lo que los términos “spread” y “premio por riesgo” se consideran sinónimos en lo que sigue.

##### El premio por riesgo en el equilibrio general

Se considera un mundo donde todos los agentes son neutrales al riesgo, es decir, se fijan exclusivamente en el retorno esperado de los instrumentos independientemente del nivel de riesgo asumido. La condición de no arbitraje entre un activo riesgoso y otro libre de riesgo de la misma duración asegura que en equilibrio, el rendimiento esperado de ambos activos se iguale:

$$E(1 + i) = (1 - p)(1 + i) + p\alpha(1 + i) = 1 + i_f$$

donde  $i_f$  es el rendimiento del instrumento libre de riesgo,  $i$  es el rendimiento prometido por el activo riesgoso,  $p$  es la probabilidad de que el emisor entre en cesación de pagos (“default”) y  $\alpha$  es el porcentaje de recupero de los pagos prometidos en el caso de “default”.

Despejando  $(1 + i)$  de la relación anterior, se tiene que

$$(1 + i) = [1/(1 + (\alpha - 1)p)](1 + i_f)$$
$$\text{ó } (1 + i) = (1 + \Phi)(1 + i_f) \tag{1}$$

Si la probabilidad de “default” tiende a cero,  $\Phi$  se anula y el rendimiento del activo “riesgoso” tiende al del activo libre de riesgo.

Tomando logaritmos a la ecuación (1) y aproximando “ $\log(1 + x)$ ” a “ $x$ ”, se tiene que

$$\Phi = i - i_f \tag{2}$$

donde  $\Phi$  es función tanto de la probabilidad de default “p” como de  $\alpha$ . Ahora se requiere de una hipótesis acerca de los determinantes de “p”. En la siguiente sección se trata este tema y se presenta el análisis empírico del caso uruguayo.

## 5. Determinantes del “spread” y su dinámica temporal

### 5.1 Planteo de Hipótesis

Antes de abordar el análisis empírico, es necesario formular una serie de hipótesis acerca de la variable que se quiere estudiar: riesgo país de Uruguay.

Los desarrollos teóricos existentes y estudios empíricos disponibles indican que los determinantes fundamentales del riesgo país se relacionan con la solvencia del sector público, con la sustentabilidad intertemporal del déficit de cuenta corriente, con el nivel de inestabilidad e incertidumbre macroeconómica y con las perspectivas de crecimiento de la economía. Por otro lado, se destacan factores relativos al efecto “contagio” que hace que las realidades financieras del conjunto de mercados emergentes o de algunos mercados en particular tengan una influencia importante sobre las medidas de riesgo país.

Sobre la base de la literatura existente acerca del “spread de los mercados emergentes” se plantea como hipótesis que hay cuatro aspectos fundamentales que determinan el nivel del spread de Uruguay, cada uno de ellos pudiendo ser “recogido” por medio de diversas variables alternativas (entre paréntesis):

- i. performance de la economía doméstica y el nivel de inestabilidad (indicadores de solvencia y liquidez, crecimiento e inflación).
- ii. shocks externos (términos de intercambio, tipo de cambio real, tasas de interés internacionales).
- iii. factores de contagio regionales e internacionales (spread de los países latinoamericanos, spread de los países emergentes).
- iv. restricciones del sector externo (crecimiento de las exportaciones, saldo en cuenta corriente sobre PBI, Reservas internacionales netas sobre importaciones, deuda externa como porcentaje del producto, tipo de cambio real).

El objetivo de este trabajo es identificar los determinantes de largo plazo del “riesgo Uruguay” y su dinámica en el corto plazo partiendo de la hipótesis que los cuatro aspectos mencionados influyen las expectativas que en última instancia determinan el precio de los bonos y los spreads implícitos.

### 5.2 La técnica econométrica

Este estudio separa el análisis del equilibrio de largo plazo del análisis de la dinámica de ajuste en respuesta a shocks. El análisis del equilibrio se basa en la aplicación del método

de Máxima Verosimilitud desarrollado por Johansen (1988, 1992, 1994) para investigar las propiedades de cointegración<sup>5</sup> de un sistema dinámico no estacionario.

Luego de establecer las propiedades de cointegración del sistema, se analiza la dinámica de corto plazo frente a shocks, implementando un análisis de “Impulso–Respuesta”.

### 5.2.1 Equilibrio de Largo Plazo

El punto de partida del análisis empírico es la especificación de una estructura probabilística de los datos, dado por un Modelo Vectorial Autorregresivo (VAR). Comenzamos por la especificación del siguiente modelo VAR para el conjunto de variables endógenas.

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + A_3 X_{t-3} + \dots + A_p X_{t-p} + v_t \quad (1)$$

$$v_t \sim N(0; \Omega)$$

Donde  $X_t$  es un vector ( $n \times 1$ ) compuesto por variables endógenas no estacionarias<sup>6</sup>,  $A_i$  son matrices ( $n \times n$ ) que contienen los parámetros de las variables endógenas rezagadas y  $v_t$  es un vector de innovaciones independientes e idénticamente distribuidas con matriz de covarianzas  $\Omega$ .

Dado que estimamos el VAR sobre variables no estacionarias, la distribución incondicional de nuestro modelo estadístico no está definida. Esto significa que no puede realizarse inferencia basada en las distribuciones estándares y el vector autorregresivo no se puede invertir para obtener la representación de medias móviles necesaria para el análisis de la dinámica de corto plazo. Para lidiar apropiadamente con este tema, se emplea el procedimiento propuesto por Johansen (1988, 1992, 1994) que parte de un VAR con mecanismo de corrección del error (VECM) y se representa como sigue:

$$\Delta X_t = A X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i \Delta X_{t-i} + v_t \quad (2)$$

donde  $A = -I_n + \sum_{i=1}^p A_i = -A(I)$   
 y  $\Phi_i = -(\sum_{i+1}^p A_i)$ ,  $i = 1, \dots, p-1$

Nótese que (2) es una reparametrización de (1) y las dos formulaciones tienen los mismos residuos. La matriz  $A$  captura la solución de largo plazo de este sistema dinámico, mientras que las matrices  $\Phi_i$  contienen información sobre la dinámica de corto plazo. En (2) hay tres casos de interés:

---

<sup>5</sup> Cointegración implica que a pesar de que las series no son estacionarias, hay una combinación de ellas que sí lo es. Intuitivamente significa que a pesar de que las series individuales pueden experimentar shocks permanentes, estos shocks afectan a todas las variables de la misma forma y la relación entre ellas permanece inalterada. La relación de largo plazo entre variables cointegradas es estacionaria y se llama la ecuación de cointegración.

<sup>6</sup> Los Tests de Raíces Unitarias (Augmented Dickey Fuller, 1981 y Phillips Perron, 1988) indican la no estacionariedad de las variables endógenas al sistema.

**i.**  $A$  es de rango completo<sup>7</sup> ( $r = n$ ), en cuyo caso, el sistema (1) es estacionario. En este caso, tanto los métodos estándares de inferencia como la inversión de la representación de Vectores Autorregresivos se pueden llevar adelante en niveles.

**ii.**  $A$  es de rango cero ( $r = 0$ ), en cuyo caso el sistema es no estacionario y no existe una combinación lineal de las variables que sea estacionaria por lo que las variables no están cointegradas. Si las variables no están cointegradas, las variables en niveles no arrojan ninguna información y la estimación debe basarse en las primeras diferencias de las series  $I(1)$ . El procedimiento común de especificar el VAR en primeras diferencias nos permite invertir la representación de VAR y aplicar los métodos estándares de inferencia sin pérdida de información relevante.

**iii.**  $A$  es de rango reducido,  $0 < r < n$ , en cuyo caso el sistema es no estacionario pero existen  $r$  relaciones de cointegración, es decir,  $r$  combinaciones lineales entre las variables del sistema que son estacionarias. Ante la presencia de cointegración, los factores macroeconómicos en niveles contienen información que no puede ser derivada examinando solamente las primeras diferencias o los cambios en las variables macroeconómicas. En este caso, es necesario tratar correctamente la cointegración y la derivación de la solución de largo plazo de forma de obtener una correcta estructura probabilística.

### Determinantes del spread (UBI) en el largo plazo

La estrategia seguida para seleccionar el modelo final fue la de estimar distintos sistemas de vectores autorregresivos cuyas variables endógenas, distintas del UBI, reflejasen los aspectos macroeconómicos domésticos de solvencia y estabilidad además de los factores relacionados al contagio y a la situación financiera internacional<sup>8</sup>. El análisis emplea datos mensuales desde enero de 1994 hasta junio de 2001<sup>9</sup>.

El vector de variables endógenas del modelo seleccionado<sup>10</sup> se compone, además de nuestra variable de interés (UBI), de otras cinco variables que reflejan los aspectos mencionados líneas atrás:

---

<sup>7</sup> El rango de una matriz se define como el número máximo de filas (o columnas) linealmente independientes.

<sup>8</sup> Las variables endógenas consideradas a priori en los distintos modelos estimados se presentan y se justifican en el Anexo I.

<sup>9</sup> Algunas de las variables utilizadas no se publican con periodicidad mensual por lo que se convirtieron a dicha frecuencia empleando las técnicas provistas por Eviews para modificar la frecuencia de los datos. En el caso del PBI en dólares y de las exportaciones e importaciones de bienes y servicios, la mensualización de los datos se realizó empleando la metodología de Chow y Linn que emplea series relacionadas con periodicidad mensual. Ver Anexo II.

<sup>10</sup> Se analizaron las propiedades de cointegración de cada uno de los sistemas estimados y se llevaron adelante tests complementarios para verificar la ausencia de autocorrelación, heteroscedasticidad y cambio estructural en cada etapa de las estimaciones aunque sólo se presentan los últimos resultados (Anexo IV). El criterio de selección del modelo se basó en el Criterio de Información de Akaike.

- i.** *tasa de inflación mensual (infm)*: es un indicador muy usado para medir el nivel de inestabilidad interna. En teoría, un mayor ritmo inflacionario debiera traducirse en un mayor nivel de spread debido a la fuerte incertidumbre que se genera en un proceso inflacionario.
- ii.** *déficit fiscal mensual sobre PBI mensual (dfpbi)*: se incluye como medida de solvencia. En tanto el déficit fiscal se traduzca en un nivel de deuda pública creciente e insostenible, podría implicar que los inversionistas exijan un mayor premio por riesgo por el eventual aumento en la probabilidad de default.
- iii.** *logaritmo del tipo de cambio real (lcr)* como indicador de competitividad externa. Una debilitada competitividad (apreciación del tipo de cambio real) junto con un déficit de cuenta corriente percibido como insostenible podría desencadenar una crisis cambiaria. En consecuencia, es probable que los inversionistas exijan un mayor premio por riesgo.
- iv.** *spread de mercados emergentes (EMBI<sup>11</sup>)* como indicador de contagio. El contagio se produce cuando las acciones de los inversionistas no distinguen entre dos economías diferentes en términos de sus “fundamentos”. Cuando se produce contagio, un aumento del riesgo en un determinado “país emergente” puede significar un aumento en el spread de Uruguay exclusivamente por un efecto contagio.
- v.** *rendimiento de los bonos de referencia norteamericanos a 10 años (ts10)* como proxy del nivel de las tasas de interés internacionales. Esta última variable, afecta al spread a través de dos vías: a) “efecto sustitución” y b) “flight to quality”:
- a.** “efecto sustitución”: se da cuando aumentan (o bajan) las tasas de interés internacionales y como consecuencia se produce una reducción (aumento) de la oferta de fondos a los países emergentes. Esta retracción de fondos tiende a aumentar (disminuir) el rendimiento de los títulos de estos mercados. Sin embargo, el efecto sobre el spread es ambiguo ya que depende de la elasticidad de la tasa de interés doméstica ante cambios en las tasas internacionales. Cuando dicha elasticidad es igual a la unidad, el spread no se mueve ante variaciones en las tasas internacionales; si es mayor a uno, el spread aumenta al aumentar las tasas internacionales y cuando la elasticidad es menor a uno, el spread disminuye.
- b.** “flight to quality”: es un fenómeno que se observa en períodos de mucha incertidumbre. Cuando se producen turbulencias financieras, los inversionistas retraen sus capitales de los mercados emergentes para refugiarlos en países más seguros. Esto provoca simultáneamente un aumento en el rendimiento exigido a los países emergentes y una reducción en la tasa exigida a los países libres de riesgo. Por lo tanto, ante a un proceso de “flight to quality”, el spread varía inequívocamente en dirección contraria al movimiento de las tasas internacionales

---

<sup>11</sup> “Emerging Markets Bond Index” elaborado por JP Morgan

Por otra parte en las estimaciones de la dinámica transitoria del modelo se incluyeron tres variables dummies correspondientes a las siguientes fechas: i) 1994/9 – incertidumbre pre – electoral, ii) 1998/8 – crisis rusa, iii) 1999/1 – devaluación brasilera. En la estimación del modelo multivariante se consideran 3 retardos de las seis variables endógenas<sup>12</sup>.

## Resultados

Los resultados revelan la no estacionariedad del sistema. Sin embargo se rechaza la hipótesis de que las variables endógenas no estén cointegradas (caso iii). El “Test de Cointegración” indica la existencia de una relación de equilibrio entre las variables endógenas del sistema.

### CUADRO 4

#### Determinantes de largo plazo del UBI

Resultados de estimación de vectores de cointegración (procedimiento de Johansen)<sup>13</sup>

Datos mensuales – Período : 01/1994 – 06/2001

Vectores de cointegración normalizados	Variables							Autovalor	Estadístico de razón de verosimilitud
	UBI	INFM	DFPBI	LTCR	EMBI	TS10	Constante		
1	1.00	-1.78	-0.33	0.17	0.20	1.88	-0.90	38.51	102.2*
2	39.48	1.00	3.97	1.61	-6.71	29.74	-9.36	27.61	63.73
3	-2.91	-2.99	1.00	0.46	0.22	0.10	-2.04	22.24	36.12
4	-2.04	1.19	2.27	1.00	-0.20	-6.53	-4.16	9.18	13.88
5	5.24	-10.41	9.78	4.91	1.00	-16.83	-21.65	4.67	4.71
6	4.50	-1.88	5.40	0.75	0.79	1.00	3.66	0.04	0.04

\* Significativo al 5%.

Basándose en la evidencia de cointegración encontrada, se puede representar el sistema como sigue:

$$\Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-1} + \sum_{p=1}^3 \Phi_p \Delta X_{t-p} + v_t \quad (3)$$

donde  $X_t$  es el vector compuesto por las variables endógenas UBI, infm, dfpbi, ltcr, embi y ts10<sup>14</sup>;  $\alpha$  es una matriz cuyas columnas contienen los coeficientes que indican la velocidad de ajuste de las variables endógenas a las condiciones de equilibrio de largo plazo y las columnas de  $\beta$  contienen los vectores de cointegración. Nótese que los niveles de las variables I(1) están incorporadas como  $\beta' X_{t-1}$  que son combinaciones

<sup>12</sup> El rezago “p” se determinó mediante el “Akaike Information Criteria”.

<sup>13</sup> : En las estimaciones de la dinámica transitoria del modelo se incluyeron tres variables dummies correspondientes a las siguientes fechas: i) 1994/9 - incertidumbre preelectoral; ii) 1998/8 – crisis rusa; iii) 1999/1 – devaluación brasilera.

<sup>14</sup> Se llevaron a cabo los Tests de Exclusión correspondientes de forma de determinar si hay alguna de las variables que debe ser excluida del vector de cointegración. Todas las variables endógenas rechazaron la “hipótesis de exclusión”.

lineales de las variables endógenas cointegradas y por lo tanto son estacionarias, de modo que todas las variables de la regresión son  $I(0)$ .  $\beta' X_{t-1}$  recoge todas las relaciones de largo plazo que existen en el sistema de Vectores Autorregresivos planteado.

Concentrándonos en nuestra variable de interés, “spread soberano de Uruguay”, el modelo de largo plazo resultante es el siguiente:

$$UBI = 0,90 + 1,78 \text{ infm} + 0,33 \text{ dfpbi} - 0,17 \text{ ltcr} - 0,20 \text{ embi} - 1,88 \text{ Ts10}$$

Es decir, se comprueba que los determinantes de largo plazo del spread de Uruguay están íntimamente relacionados con los aspectos planteados en la hipótesis del trabajo: la estabilidad interna (infm), la solvencia financiera medida por el desequilibrio fiscal (dfpbi), el sector externo (ltcr), así como también relacionados con la situación financiera regional (embi) e internacional (ts10).

La relación de largo plazo nos muestra que tal como se esperaba, la sensibilidad del spread frente a cambios en la tasa de inflación es positiva. Es decir, el mercado financiero castiga a los bonos soberanos del país frente a síntomas de inestabilidad interna. Ante un aumento de un punto porcentual en la inflación, el spread de Uruguay aumenta en 1,78 puntos porcentuales.

El signo del déficit fiscal en relación con el PBI es también positivo, confirmando nuestra hipótesis. Esta razón nos da una idea primaria del desequilibrio intertemporal. En regímenes de tipo de cambio fijo, se requiere de una fuerte disciplina fiscal. Un déficit alto puede significar la pérdida de competitividad, altas tasas de interés domésticas y efectos de crowding out. La sensibilidad del spread ante variaciones en el DFPBI es de 0,33.

Un tipo de cambio real más alto se refleja en un menor spread y viceversa. Una apreciación real puede estar reflejando una creciente vulnerabilidad externa y en consecuencia es descontada por el mercado al exigir un premio por riesgo más elevado. El cambio en el spread como consecuencia de una apreciación real de un punto porcentual es de 0,17 puntos porcentuales.

La tasa de interés internacional, tomada como el rendimiento del bono de referencia estadounidense a 10 años, afecta negativamente al spread soberano de Uruguay. Esto nos muestra que ante cambios en la tasa internacional, nuestras tasas se ajustan menos que proporcionalmente (la elasticidad de largo plazo de las tasas domésticas frente a cambios en las tasas internacionales es menor a uno). En consecuencia, el spread soberano se reduce 1,88 puntos ante un aumento de un punto en las tasas internacionales y disminuye frente a una caída de la misma. Este resultado puede deberse a que Uruguay es un país donde los flujos de capitales son relativamente estables (probablemente debido a que en un contexto regional, es percibido como refugio) y los inversionistas en el proceso de optimización de sus carteras ponderan, además de la rentabilidad esperada, otros factores (volatilidad y correlaciones) que mejoran la eficiencia de las mismas.

Por último, la sensibilidad del riesgo país de Uruguay, ante variaciones en el Embi es contraria a la esperada (-0,20). Se había partido de la hipótesis de que el contagio desde los “mercados emergentes” era positivo. Sin embargo, la relación de largo plazo indica que Uruguay se comporta en forma opuesta al resto de los países emergentes. Lo anterior puede deberse a la composición del Embi que recoge tanto países latinoamericanos como de otros continentes. Una posibilidad es que los inversionistas realmente distingan a Uruguay del resto de los países emergentes y lo consideren como “refugio regional”. Dado que casi el 70% del Embi se compone de países latinoamericanos de los cuales casi un 60% corresponde a Argentina y Brasil, el hecho de que el coeficiente sea negativo podría estar indicando que en el largo plazo Uruguay es un refugio a escala regional.

Sin embargo, la ecuación de cointegración, que representa la relación de equilibrio de largo plazo, no excluye la posibilidad de que en el corto plazo Uruguay sí esté sujeto al efecto contagio y su spread se mueva en el mismo sentido que el EMBI. Este punto se analiza en el estudio de la dinámica de corto plazo presentado en la siguiente sección.

### 5.2.2 Dinámica de Corto Plazo

Habiendo establecido las propiedades del equilibrio de largo plazo, nos trasladamos al análisis de la dinámica de corto plazo del sistema. Retomando la representación estacionaria del VAR original, referida anteriormente como la ecuación (3):

$$\Delta X_t = \alpha\beta' X_{t-1} + \sum_{p=1}^p \Phi_p \Delta X_{t-p} + v_t \quad (3)$$

$\beta' X_{t-1} = 0$  puede interpretarse como el “equilibrio” del sistema dinámico mientras que  $\beta' X_{t-1} \neq 0$  es el vector de términos de desequilibrio y la ecuación (3) describe el mecanismo de ajuste del sistema.

A esta representación se la conoce como el modelo vectorial de corrección de errores (VECM). Es una representación autorregresiva estacionaria: intervienen las primeras diferencias de variables no estacionarias y el vector de cointegración estacionario. El efecto de incluir la relación de cointegración en el modelo restringe el comportamiento de las variables endógenas para que converjan al equilibrio, al tiempo de permitir ajustes dinámicos de corto plazo. El término de cointegración se conoce como el término de corrección ya que los desvíos del equilibrio se corrigen gradualmente a través de ajustes parciales de corto plazo. La velocidad del ajuste hacia el equilibrio viene dada por los coeficientes  $\alpha_i$ .

La relación de corto plazo estimada para el UBI es la que sigue:

$$\begin{aligned} \Delta UBI = & -0,143 \Delta UBI_{1,t} - 0,095 \Delta UBI_{2,t} - 0,019 \Delta INFM_{1,t} + 0,076 \Delta INFM_{2,t} - 0,020 \Delta DFPBI_{1,t} \\ & + 0,015 \Delta DFPBI_{2,t} - 0,005 \Delta LTCR_{1,t} + 0,038 \Delta LTCR_{2,t} + 0,089 \Delta EMBI_{1,t} - 0,019 \Delta EMBI_{2,t} \\ & - 0,618 \Delta TS10_{1,t} + 0,144 \Delta TS10_{2,t} - 0,002 D1 + 0,004 D2 + 0,005 D3 - 0,003 D4 - 0,033 \hat{\epsilon} \end{aligned}$$

donde los coeficientes de las variables en diferencias nos dan información acerca de la respuesta de UBI frente a cambios en dichas variables y el coeficiente de  $\hat{\epsilon}$  (término de desequilibrio) nos indica la velocidad con que el UBI se ajusta a los desvíos del mismo.

El análisis de causalidad basado en los coeficientes de ajuste del “VAR estacionario”<sup>15</sup> sugiere que existe una causalidad biunívoca desde el déficit fiscal, el EMBI y la tasa norteamericana a 10 años hacia el resto de las variables endógenas del sistema. Una vez que tenemos el sistema estacionario e identificamos los shocks de interés podemos analizar la dinámica de corto plazo del sistema implementando un análisis de Impulso Respuesta. Los resultados se presentan en el Anexo 4.

El análisis de “Impulso-Respuesta” describe la respuesta dinámica del sistema frente a los shocks de interés. Se observa que un shock por única vez del Embi y de la TS10 tienen un fuerte impacto inicial en el spread soberano de Uruguay que se revierte al cabo de aproximadamente ocho meses.

## 6. Conclusiones

Este trabajo es el primer intento en evaluar los determinantes de largo plazo del “spread soberano de Uruguay”, mediante la técnica de Vectores Autoregresivos con restricciones de cointegración y su dinámica de ajuste de corto plazo a través del Modelo Vectorial de Corrección de Errores.

El “Test de Cointegración” indica la existencia de una relación de equilibrio entre las variables endógenas del sistema: spread de Uruguay, inflación mensual, déficit fiscal como porcentaje del PBI, tipo de cambio real, EMBI y rendimiento del bono a 10 años del tesoro norteamericano.

Se comprueba que los determinantes de largo plazo del spread de Uruguay están íntimamente relacionados con los aspectos planteados en la hipótesis del trabajo: la estabilidad interna (infm), la solvencia financiera medida por el desequilibrio fiscal (dfpbi), el sector externo (lter), así como también relacionados con la situación financiera regional (embi) e internacional (ts10).

La relación de largo plazo nos muestra que tal como se esperaba, la sensibilidad del spread frente a cambios en la tasa de inflación es positiva. Es decir, el mercado financiero castiga a los bonos soberanos del país frente a síntomas de inestabilidad interna. Ante un aumento de un punto en la inflación, el spread de Uruguay aumenta en 1,78.

El signo del déficit fiscal en relación con el PBI es también positivo, confirmando nuestra hipótesis. Esta razón nos da una idea primaria del desequilibrio intertemporal. En regímenes de tipo de cambio fijo, se requiere de una fuerte disciplina fiscal. Un déficit alto puede significar la pérdida de competitividad, altas tasas de interés domésticas y

---

<sup>15</sup> Se efectuaron los tests de exogeneidad débil y tanto el UBI como el DFPBI, el EMBI y el TS10 aceptan la hipótesis nula. En otras palabras, dichas variables se comportan como un “paseo aleatorio” y la evidencia de cointegración con el resto del sistema se interpreta como el resultado de una relación causal desde estas variables (débilmente exógenas) hacia las demás variables del sistema

efectos de crowding out. La sensibilidad del spread ante variaciones en el DFPBI es de 0,33.

Un tipo de cambio real más alto se refleja en un menor spread y viceversa. Una apreciación real puede estar reflejando una creciente vulnerabilidad externa y en consecuencia es descontada por el mercado al exigir un premio por riesgo más elevado. El impacto de una apreciación real de un punto en el spread es de 0,17.

La tasa de interés internacional, afecta negativamente al spread soberano de Uruguay. Esto nos muestra que ante cambios en la tasa internacional, nuestras tasas se ajustan menos que proporcionalmente (la elasticidad de largo plazo de las tasas domésticas frente a cambios en las tasas internacionales es menor a uno). En consecuencia, el spread soberano se reduce 1,88 puntos ante un aumento de un punto en las tasas internacionales y disminuye frente a una caída de la misma. Este resultado puede deberse a que Uruguay es un país donde los flujos de capitales son relativamente estables (probablemente debido a que en un contexto regional, es percibido como refugio) y los inversionistas en el proceso de optimización de sus carteras ponderan, además de la rentabilidad esperada, otros factores (volatilidad y correlaciones) que mejoran la eficiencia de las mismas.

Por último, la sensibilidad del riesgo país de Uruguay, ante variaciones en el Embi es contraria a la esperada (-0,20). Se había partido de la hipótesis de que el contagio desde los “mercados emergentes” era positivo. Sin embargo, la relación de largo plazo indica que Uruguay se comporta en forma opuesta al resto de los países emergentes. Lo anterior puede deberse a la composición del Embi que recoge tanto países latinoamericanos como de otros continentes. Sin embargo, dado que casi el 70% del Embi se compone de países latinoamericanos de los cuales casi un 60% corresponde a Argentina y Brasil, el hecho de que el coeficiente sea negativo podría estar indicando que en el largo plazo Uruguay sería un refugio a escala regional.

Sin embargo, la ecuación de cointegración, que representa la relación de equilibrio de largo plazo, no excluye la posibilidad de que en el corto plazo Uruguay sí esté sujeto al efecto contagio y su spread se mueva en el mismo sentido que el EMBI.

El análisis de “Impulso-Respuesta” describe la respuesta dinámica del sistema frente a los shocks de interés. Se observa que un shock por única vez del Embi y de la TS10 tienen un fuerte impacto inicial en el spread soberano de Uruguay que se revierte al cabo de aproximadamente ocho meses.

## **ANEXO I: DATOS**

## Cuadro resumen

<i>Datos</i>	<i>Observaciones</i>	<i>Muestra</i>	<i>Fuente</i>
Precios de Bonos Globales y Euronotas	Se hizo un relevamiento de los precios de cierre diarios de los bonos y se calculó el promedio mensual.	9/1992 – 9/2001	Bolsa del Valores de Montevideo (BVM)
Circulante de los papeles analizados	Montos emitidos originalmente, así como las respectivas ampliaciones	9/1992 – 9/2001	Banco Central del Uruguay (BCU)
PBI	Los datos disponibles son trimestrales y anuales y fueron mensualizados a los efectos de realizar el estudio (ver ANEXO II)	I/94 – II/2001	BCU, CERES
Deuda Externa Pública		IV/94 – II/01	BCU
Deuda Externa Total		IV/94 – II/01	BCU
Deuda Pública		IV/94 – II/01	BCU
Exportaciones de Bienes y Servicios	Los datos disponibles son trimestrales y anuales y fueron mensualizados y desestacionalizados (ver ANEXO II)	I/94 – II/01	BCU
Importaciones de Bienes y Servicios		I/94 – II/01	BCU
Saldo en Cuenta Corriente		I/94 – II/01	BCU
Tipo de Cambio Real	Datos Mensuales	1/94 – 6/01	BCU
IPC		1/94 – 6/01	Instituto Nacional de Estadística (INE)
IPM		1/94 – 6/01	INE
Reservas		1/94 – 6/01	BCU
Déficit Fiscal		1/94 – 6/2001	BCU
Dep de no residentes (m/e)		1/94 – 6/01	BCU
EMBI		1/94 – 6/01	BCU
EMBI+ Argentina		1/94 – 6/01	Bloomberg
EMBI+ Brasil	4/94 – 9/01	Bloomberg	
EMBI+ México	1/97 – 9/01	Bloomberg	
Treasury 10 años		1/94 – 6/01	Reuters
Libor 6 meses		1/94 – 6/01	Reuters

### VARIABLES CONSIDERADAS:

- i. Indicadores de Solvencia y liquidez:
  - a. Deuda Externa Bruta/PBI: es uno de los indicadores más usados para predecir problemas en el repago de las deudas. Un ratio estable indicaría que la economía

esta creciendo lo suficiente como para cumplir con sus obligaciones (servicio de la deuda).

- b. Deuda Externa total/Exportaciones de bienes y servicios: revela la magnitud de la restricción externa en términos de la capacidad de un país de transferir moneda extranjera al exterior.
- c. Servicio de la deuda/exportaciones: computa desde una perspectiva de corto plazo la carga de la deuda en relación con las exportaciones.
- d. Déficit fiscal/PBI: nos da una idea primaria del desequilibrio intertemporal. En regímenes de tipo de cambio fijo, se requiere de una fuerte disciplina fiscal. Un déficit alto puede significar la pérdida de competitividad, altas tasas de interés domésticas y efectos de crowding out.
- e. Déficit en cuenta corriente/PBI: un mayor déficit puede afectar la solvencia intertemporal a menos que el aumento se perciba como transitorio. Como el saldo en cuenta corriente es la contrapartida de la acumulación de endeudamiento externo neto un aumento permanente en el déficit de cuenta corriente puede estar anticipando problemas financieros si es que el mayor endeudamiento no está asociado a mayor inversión directa. Además, en economías que mantienen un sistema de tipo de cambio fijo, un déficit en cuenta corriente en aumento percibido como insostenible puede estar sugiriendo una debilitada competitividad (apreciación del tipo de cambio real) que podría sentar las bases para una crisis cambiaria si el déficit no es percibido como sostenible

ii. Shocks externos:

- a. Términos de intercambio: una evolución desfavorable de los precios de exportación en relación a los precios de importación pauta un deterioro en la relación de los términos de intercambio, lo que reduce la capacidad del país de generar divisas.
- b. Tasas de interés internacionales: rendimiento de los bonos de referencia norteamericanos a 10 años (ts10) como proxy del nivel de las tasas de interés internacionales. Esta última variable, afecta al spread a través de dos vías: a) “efecto sustitución” y b) “flight to quality”:
  - i. “efecto sustitución”: se da cuando aumentan (o bajan) las tasas de interés internacionales y como consecuencia se produce una reducción (aumento) de la oferta de fondos a los países emergentes. Esta retracción de fondos tiende a aumentar (disminuir) el rendimiento de los títulos de estos mercados. Sin embargo, el efecto sobre el spread es ambiguo ya que depende de la elasticidad de la tasa de interés doméstica ante cambios en las tasas internacionales. Cuando dicha elasticidad es igual a la

unidad, el spread no se mueve ante variaciones en las tasas internacionales; si es mayor a uno, el spread aumenta al aumentar las tasas internacionales y cuando la elasticidad es menor a uno, el spread disminuye.

- ii. *“flight to quality”*: es un fenómeno que se observa en períodos de mucha incertidumbre. Cuando se producen turbulencias financieras, los inversionistas retraen sus capitales de los mercados emergentes para refugiarlos en países más seguros. Esto provoca simultáneamente un aumento en el rendimiento exigido a los países emergentes y una reducción en la tasa exigida a los países libres de riesgo. Por lo tanto, ante a un proceso de “flight to quality”, el spread varía inequívocamente en dirección contraria al movimiento de las tasas internacionales

iii. Factores de contagio regionales e internacionales:

- a. Spread de los países latinoamericanos y spread de los países emergentes: como indicador de contagio. El contagio se produce cuando las acciones de los inversionistas no distinguen entre dos economías diferentes en términos de sus “fundamentos”. Cuando se produce contagio, un aumento del riesgo en un determinado “país emergente” puede significar un aumento en el spread de Uruguay exclusivamente por un efecto contagio.

iv. Restricciones del sector externo:

- a. Crecimiento de las exportaciones: mide la capacidad que tiene un país de generar divisas.
- b. Reservas internacionales netas sobre importaciones: computa desde una perspectiva de corto plazo la autonomía que podría llegar a tener el país para financiar sus compra al exterior de mediar una abrupta caída de sus exportaciones.
- c. Tipo de cambio real: como indicador de competitividad externa. Una debilitada competitividad (apreciación del tipo de cambio real) junto con un déficit de cuenta corriente percibido como insostenible podría desencadenar de una crisis cambiaria. En consecuencia, es probable que los inversionistas exijan un mayor premio por riesgo.

## **ANEXO II – CONSTRUCCIÓN DE LAS SERIES**

## **A - Metodología de construcción del UBI**

El **UBI** refleja el spread promedio de las Euronotas y Bonos Globales emitidos por el Estado Uruguayo en dólares americanos y a tasa fija entre enero de 1994 y setiembre de 2001.

Etapas de la construcción del **UBI**:

- 1) Relevamiento diario de los precios.
- 2) Cálculo diario del rendimiento de cada bono.
- 3) Cálculo diario del spread, definido como la diferencia entre el rendimiento de los bonos uruguayos y el rendimiento de los bonos del tesoro norteamericano. Para cada papel se utilizó un bono del tesoro estadounidense que tuviera la misma madurez.
- 4) Cálculo de la capitalización diaria de mercado de cada bono.
- 5) Construcción de un promedio ponderado de los spreads utilizando como ponderadores la participación de cada instrumento en la capitalización total.
- 6) Cálculo del promedio mensual a partir de los spreads diarios.

Consideraciones:

- Los precios relevados fueron los correspondientes a las Euronotas A, B, C y D y a los Bonos Globales con vencimientos en los años 2003, 2008, 2009, 2010 y 2027.
- El UBI refleja los precios de los bonos que efectivamente operaron en el día.
- Son excluidos del UBI aquellos bonos que les resta un año o menos para su vencimiento.
- Las ponderaciones de los instrumentos pueden cambiar ya sea por el vencimiento de alguno de los bonos o por una eventual ampliación de su circulante.
- Si bien la Euronota A se emitió en junio de 1992, el **UBI** fue calculado a partir de enero de 1994 debido a que previo a esa fecha la operativa era irregular.

Comparación del **UBI** con otros índices:

Cabe destacar ciertos aspectos de la construcción del **UBI** que deben ser tenidos en cuenta al momento de efectuar comparaciones con el EMBI+:

- El UBI agrupa todos los eurobonos en dólares a tasa fija emitidos por el estado uruguayo, sin restringir aquellos cuyo circulante sea inferior a U\$S 500 millones o que carezcan de ciertos estándares de liquidez.
- El EMBI+, en tanto, considera en su mayoría Bonos Brady (80%), con circulantes mayores a U\$S 500 millones y requisitos mínimos de liquidez.
- Cabe señalar que los Bradies del Uruguay no intervienen en el UBI por tener una operativa nula en el mercado de valores uruguayo.

## **B - Mensualización de series**

### **PBI en dólares corrientes:**

A efectos de poder calcular con periodicidad mensual los ratios en términos del producto de las principales variables macro de nuestra economía, se procedió a estimar, a partir del Índice Líder de Ceres (ILC) y de una proxy del Deflactor Implícito del PBI (IPPBI), la serie mensual del producto en dólares corrientes.

La estimación del PBI en volumen físico se efectuó a partir de la siguiente regresión:

$$PBI_t = \exp(0,0102 + 0,6194 \ln(ILC_{t-6}/ILC_{t-18}))$$

que surgió de elegir el rezago en la variación del ILC que mejor ajustara a la variación del IVF desestacionalizado.

Una vez replicada con periodicidad mensual la serie del IVF, se procedió a estimar una proxy mensual del IPPBI. A tales efectos de intentó replicar el IPPBI a través de una combinación lineal del Índice de Precios al Consumo y el Índice de Precios Mayoristas Nacionales. Los ponderadores de cada índice se encontraron a través de la minimización de las sumas al cuadrado de las diferencias entre cada combinación lineal y el IPPBI.

La relación encontrada fue la siguiente:

$$IPPBI_t = 0,6662 IPC_t + 0,3338 IPM_t$$

A efectos de convertir a dólares corrientes la serie del IPPBI mensual estimada, se procedió a deflactarla por el Índice de Tipo de Cambio Promedio Interbancario Vendedor.

Con el IVF mensual estimado y con la proxy encontrada del IPPBI en dólares, arribamos a la serie mensual en dólares corrientes del PBI.

Finalmente, a efectos de cuantificar en dólares corrientes la diferencia entre el PBI real y el estimado, se calculó para cada año el cociente entre el PBI en dólares corrientes que

surge de las Cuentas Nacionales y la suma de los doce meses a diciembre del PBI estimado. Luego se procedió a corregir la serie de PBI mensual estimada, adicionándole a los doce meses de cada año calendario la diferencia encontrada para cada año.

### **Exportaciones e importaciones de bienes y servicios:**

A efectos de obtener series mensuales de exportaciones e importaciones de bienes y servicios, se procedió a estimarlas a partir de las series mensuales de exportaciones e importaciones de bienes.

$$XBS_t = \exp(0,0217 + 0,7110 \ln(XB_t / XB_{t-12}))$$

$$MBS_t = \exp(0,0217 + 0,7110 \ln(MB_t / MB_{t-12}))$$

A efectos de cuantificar las diferencias entre las exportaciones (importaciones) de bienes y servicios reales con las estimadas, se calculó para cada trimestre el cociente entre las exportaciones (importaciones) en dólares corrientes que surgen de la Balanza de Pagos y la suma de los tres meses estimados para ese trimestre. Luego se procedió a corregir la serie mensual estimada de exportaciones (importaciones) de bienes y servicios, adicionándole a los tres meses de cada trimestre calendario la diferencia encontrada para cada trimestre.

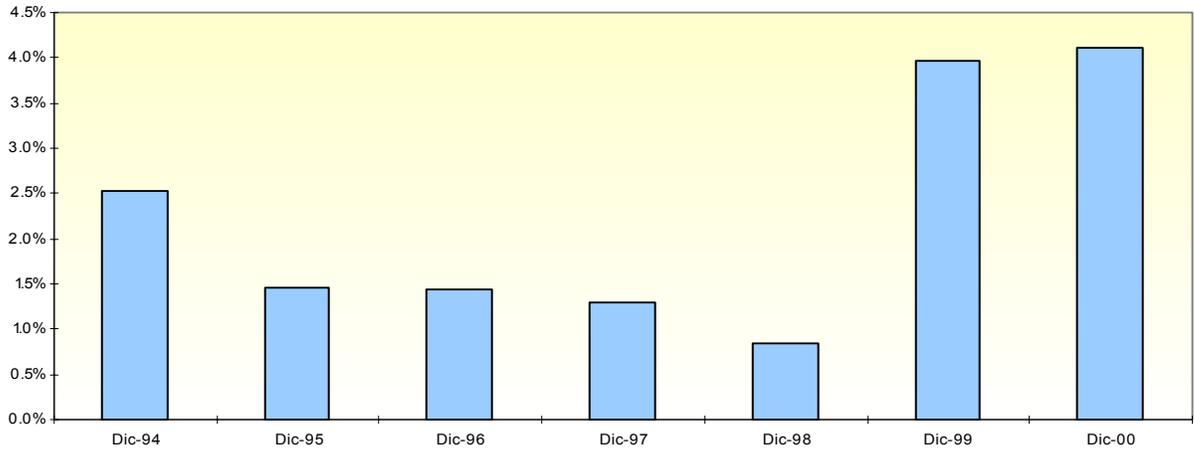
### **Otras series:**

Las series de Saldo en Cuenta Corriente, Deuda Pública Total y Deuda Pública Externa cuentan con una frecuencia trimestral. A efectos de obtener series mensuales se utilizó el procedimiento de mensualización del paquete econométrico E-Views.

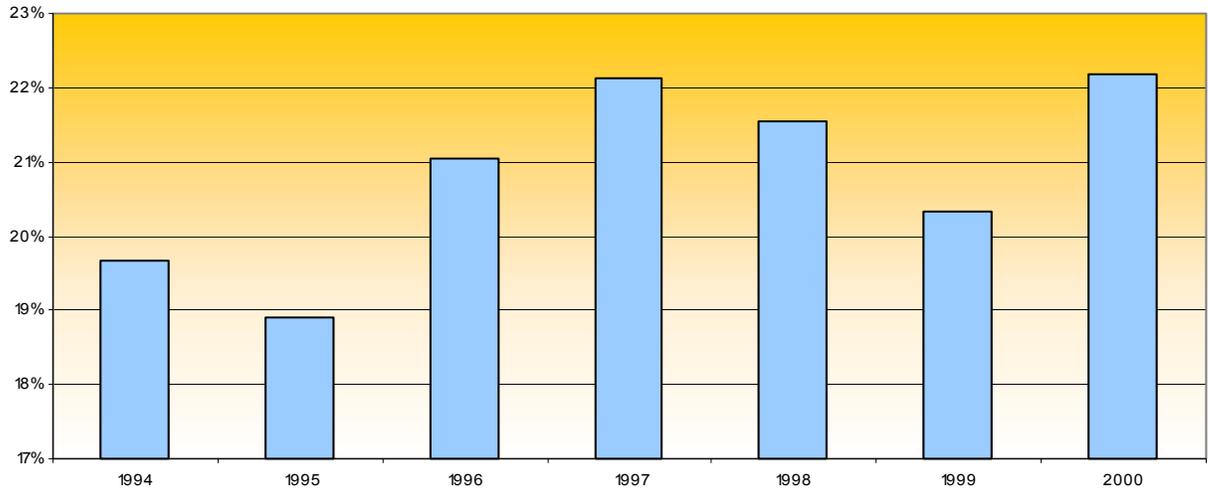
## **ANEXO III: GRÁFICOS**

## Gráficos Uruguay

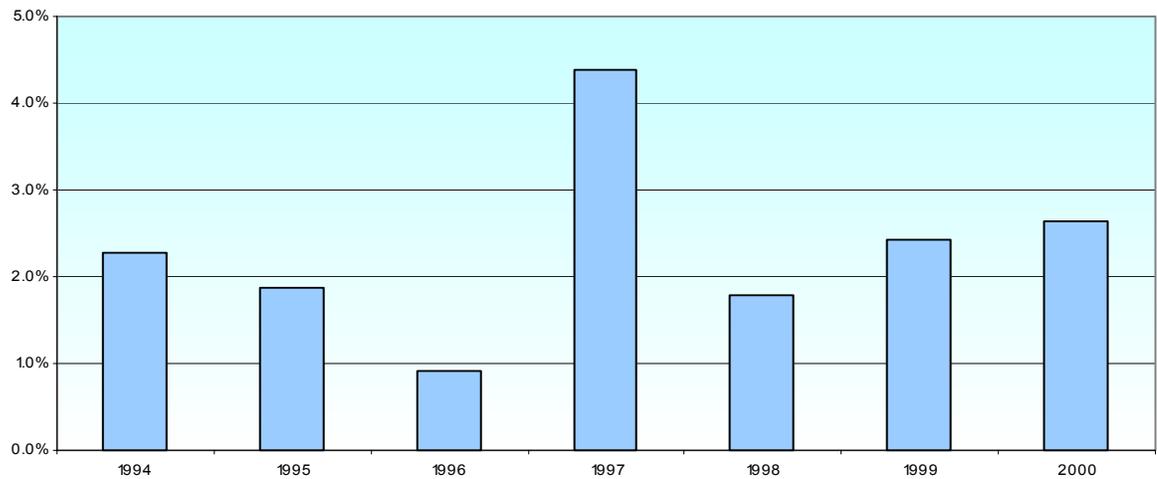
**Déficit Fiscal/PBI (anual)**



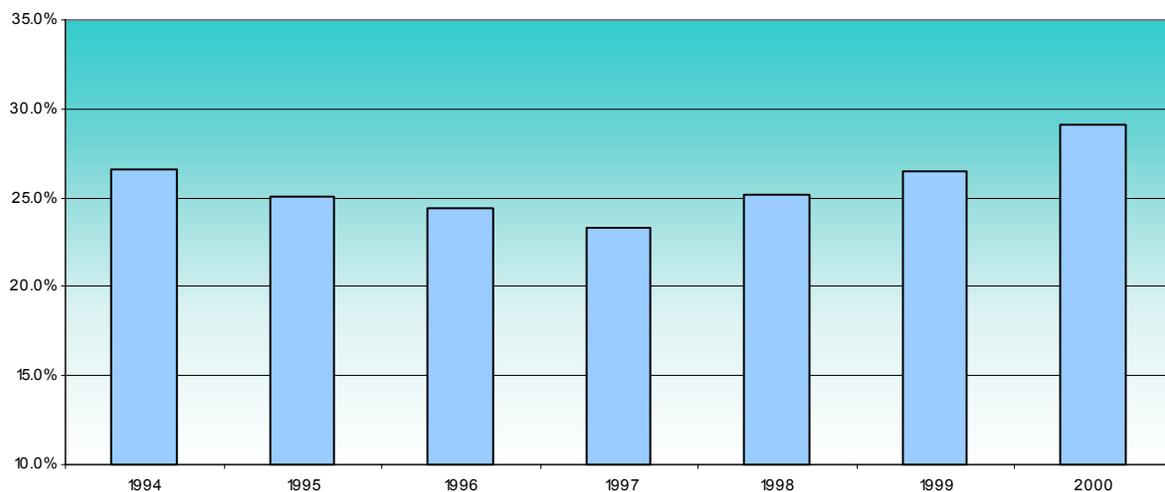
**Exportaciones/PBI (anual)**



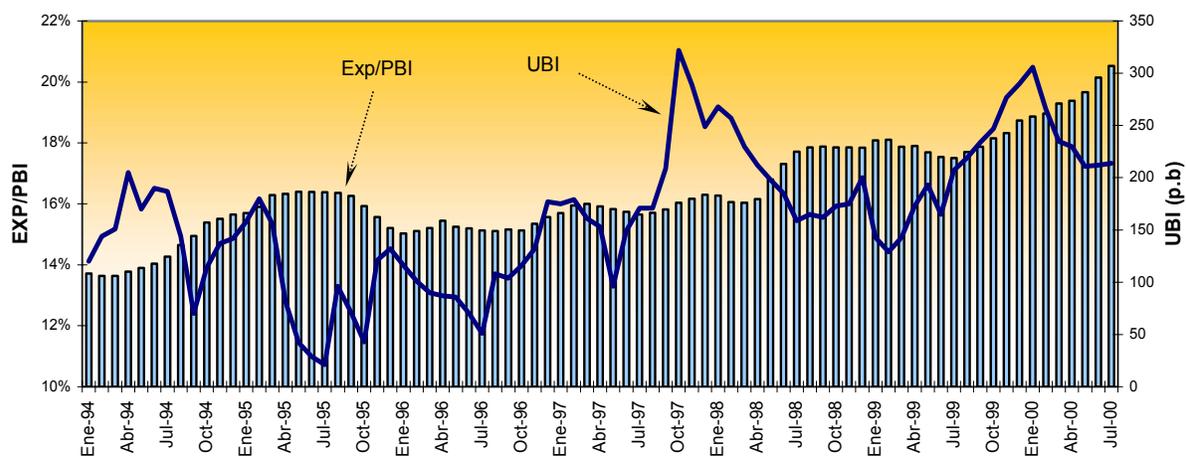
**Déficit Cuenta Corriente/PBI (anual)**



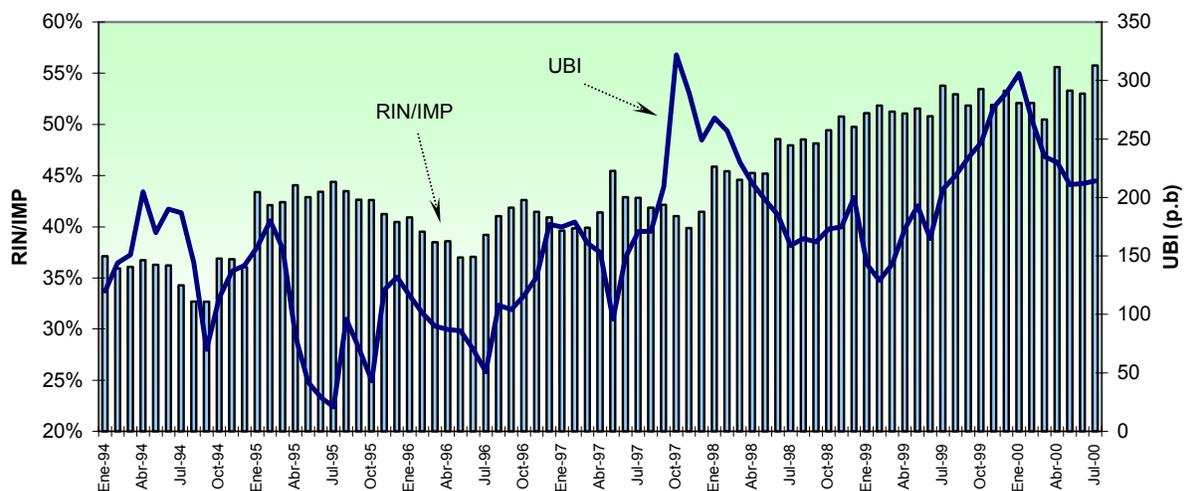
Deuda Externa Pública/PBI (anual)



Exportaciones/PBI (12 meses móviles) y UBI

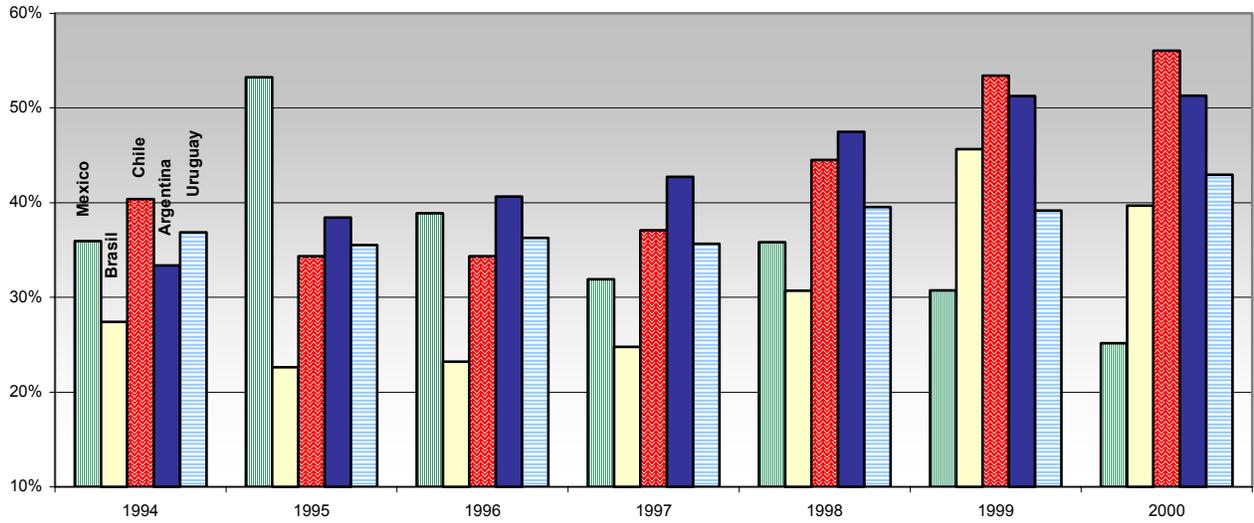


Reservas Internacionales Netas/Importaciones (12 meses móviles) y UBI

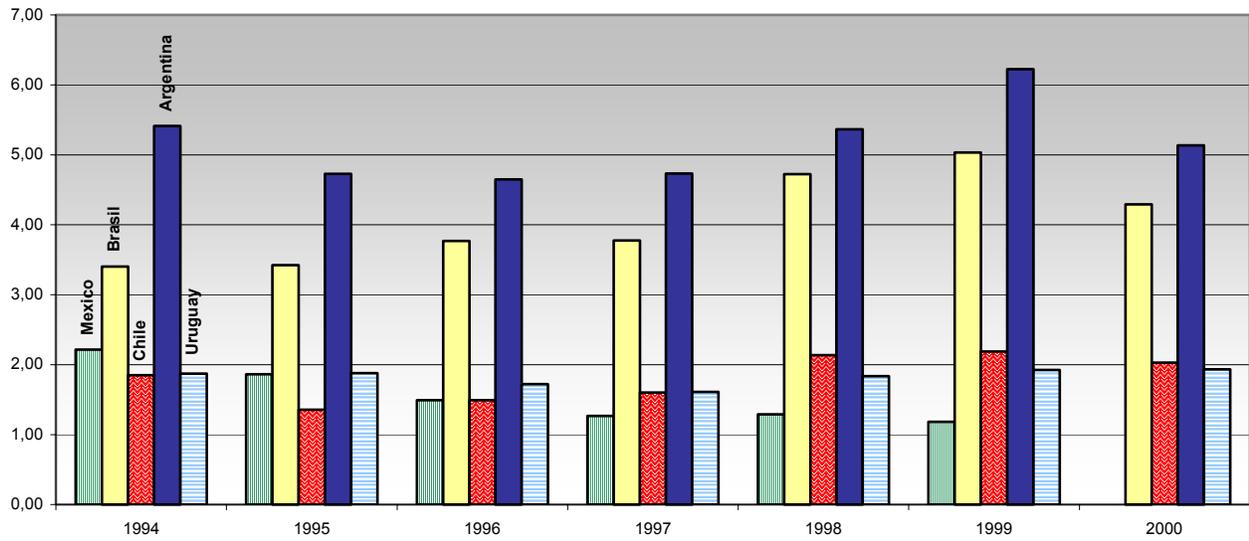


## Comparación con otros países

**Total Deuda externa/PBI**



**Total deuda externa/Exportaciones**



## **ANEXO IV: RESULTADOS ECONOMÉTRICOS**

**VARIABLES ENDÓGENAS: UBI INFM DFPBI LTCR EMBI TS10 C**

**1)TEST DE COINTEGRACIÓN**

**RESULTADO: UNA RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN**

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p == 0	48.55**	38.51	40.3	128.9**	102.2*	102.1
p <= 1	34.81*	27.61	34.4	80.36*	63.73	76.1
p <= 2	28.04	22.24	28.1	45.55	36.12	53.1
p <= 3	11.57	9.176	22.0	17.5	13.88	34.9
p <= 4	5.884	4.667	15.7	5.933	4.705	20.0
p <= 5	0.04851	0.03847	9.2	0.04851	0.03847	9.2

standardized \beta' eigenvectors

	ubi	infm	dfpbi	ltcr	embi	ts10	Constant
	1.0000	-1.7773	-0.33242	0.17221	0.19664	1.8801	0.89933
	39.480	1.0000	3.9747	1.6078	-6.7072	29.737	-9.3632
	-2.9081	-2.9920	1.0000	0.45525	0.21975	0.10118	-2.0401
	-2.0368	1.1909	2.2669	1.0000	-0.20425	-6.5314	-4.1583
	5.2383	-10.409	9.7781	4.9087	1.0000	-16.830	-21.653
	4.5015	-1.8773	5.3956	0.74719	0.79176	1.0000	-3.6563

standardized \alpha coefficients

ubi	-0.032883	-0.00099577	0.058859	-0.0019433	-0.0029525	-0.00033316
infm	0.36005	-0.00070207	0.012653	-0.0097538	0.0037062	-0.00029760
dfpbi	0.0016764	-0.010963	-0.29937	-0.0065196	-0.010120	-0.00081665
ltcr	-0.77241	-0.00010187	0.040018	-0.076619	-0.00058151	0.00083466
embi	-0.27000	0.018924	-0.044186	0.0037153	-0.0023258	-0.0014139
ts10	-0.11122	-0.0015971	-0.020757	0.0058912	0.0031248	-0.00015310

long-run matrix  $Po = \alpha * \beta'$ , rank 6

	ubi	infm	dfpbi	ltcr	embi	ts10
ubi	-0.25637	-0.089620	0.030759	0.0028470	0.010328	-0.023427
infm	0.33348	-0.72811	-0.097301	0.074851	0.083754	0.65836
dfpbi	0.39603	0.98089	-0.46164	-0.21043	-0.0013595	-0.14107
ltcr	-0.73604	1.1662	0.12150	-0.19381	-0.12668	-0.94014
embi	0.57950	0.66228	0.098835	-0.044942	-0.19393	0.064121
ts10	-0.11023	0.23296	0.052950	-0.010055	-0.013920	-0.34992
Constant						
ubi	-0.0079534					
infm	-0.38165					
dfpbi	0.96110					
ltcr	0.94211					
embi	0.19585					
ts10	0.065727					

Number of lags used in the analysis: 3

Variables entered unrestricted:

i988 i991 i949 I955

Variables entered restricted:

Constant

## 2) RESUMEN DE TESTS SOBRE LOS RESIDUOS

### RESULTADO: LOS RESIDUOS SE COMPORTAN NORMAL(0, $\Omega$ )

```
ubi      :Portmanteau 10 lags= 10.163
infm     :Portmanteau 10 lags= 10.509
dfpbi    :Portmanteau 10 lags= 13.71
ltcr     :Portmanteau 10 lags= 18.091
embi     :Portmanteau 10 lags= 5.5008
ts10     :Portmanteau 10 lags= 8.7398
ubi      :AR 1- 6 F( 6, 58) = 1.1236 [0.3601]
infm     :AR 1- 6 F( 6, 58) = 1.5952 [0.1649]

dfpbi    :AR 1- 6 F( 6, 58) = 1.1835 [0.3278]
ltcr     :AR 1- 6 F( 6, 58) = 1.7007 [0.1371]
embi     :AR 1- 6 F( 6, 58) = 0.4229 [0.8608]
ts10     :AR 1- 6 F( 6, 58) = 1.145 [0.3483]
ubi      :Normality Chi^2(2)= 1.1947 [0.5503]
infm     :Normality Chi^2(2)= 2.4867 [0.2884]
dfpbi    :Normality Chi^2(2)= 0.39877 [0.8192]
ltcr     :Normality Chi^2(2)= 0.43586 [0.8042]
embi     :Normality Chi^2(2)= 3.9672 [0.1376]
ts10     :Normality Chi^2(2)= 1.7127 [0.4247]
ubi      :ARCH 6 F( 6, 52) = 0.54859 [0.7688]
infm     :ARCH 6 F( 6, 52) = 0.7159 [0.6385]
dfpbi    :ARCH 6 F( 6, 52) = 0.8695 [0.5236]
ltcr     :ARCH 6 F( 6, 52) = 0.40522 [0.8722]
embi     :ARCH 6 F( 6, 52) = 0.2832 [0.9424]
ts10     :ARCH 6 F( 6, 52) = 0.25828 [0.9537]
ubi      :Xi^2 F(36, 27) = 0.82826 [0.7048]
infm     :Xi^2 F(36, 27) = 0.81909 [0.7154]
dfpbi    :Xi^2 F(36, 27) = 0.89565 [0.6261]
ltcr     :Xi^2 F(36, 27) = 0.52239 [0.9655]
embi     :Xi^2 F(36, 27) = 0.8157 [0.7193]
ts10     :Xi^2 F(36, 27) = 0.57944 [0.9371]
Vector portmanteau 10 lags= 340.94
Vector AR 1-6 F(216,144) = 1.3351 [0.0310] *
Vector normality Chi^2(12)= 19.882 [0.0693]
Vector Xi^2 F(756,240) = 0.35726 [1.0000]
```

## 3) TESTS DE EXCLUSIÓN DE LAS VARIABLES ENDÓGENAS

### 3.1) UBI

$$H_0) \beta_{UBI} = 0$$

LR-test, rank=1: Chi^2(1) = 6.8077 [0.0091] \*\*  
Rechazo  $H_0$

### 3.2) INFM

$$H_0) \beta_{INFM} = 0$$

LR-test, rank=1: Chi^2(1) = 13.733 [0.0002] \*\*  
Rechazo  $H_0$

### 3.3) DFPBI

$$H_0) \beta_{DFPBI} = 0$$

LR-test, rank=1: Chi^2(1) = 7.702 [0.0055] \*\*  
Rechazo  $H_0$

### 3.4) LTCR

$$H_0) \beta_{LTCR} = 0$$

LR-test, rank=1: Chi^2(1) = 9.4625 [0.0021] \*\*  
Rechazo  $H_0$

### 3.5) EMBI

$$H_0) \beta_{EMBI} = 0$$

LR-test, rank=1: Chi^2(1) = 8.5593 [0.0034] \*\*  
Rechazo  $H_0$

### 3.6) TS10

$$H_0) \beta_{TS10} = 0$$

LR-test, rank=1: Chi^2(1) = 12.182 [0.0005] \*\*  
Rechazo  $H_0$

## 4) TESTS DE EXOGENEIDAD DÉBIL DE LAS VARIABLES ENDÓGENAS

### 4.1) UBI

$$H_0) \Delta\beta_{UBI} = 0$$

LR-test, rank=1: Chi^2(1) = 0.18341 [0.6685]  
Acepto  $H_0$

### 4.2) INFM

$$H_0) \Delta\beta_{INFM} = 0$$

LR-test, rank=1: Chi^2(1) = 13.446 [0.0002] \*\*  
Rechazo  $H_0$

### 4.3) DFPBI

$$H_0) \Delta\beta_{DFPBI} = 0$$

LR-test, rank=1: Chi^2(1) = 1.9976e-005 [0.9964]  
Acepto  $H_0$

### 4.4) LTCR

$$H_0) \Delta\beta_{LTCR} = 0$$

LR-test, rank=1: Chi^2(1) = 10.116 [0.0015] \*\*  
Rechazo  $H_0$

### 4.5) EMBI

$$H_0) \Delta\beta_{EMBI} = 0$$

LR-test, rank=1: Chi^2(1) = 0.73487 [0.3913]  
Acepto  $H_0$

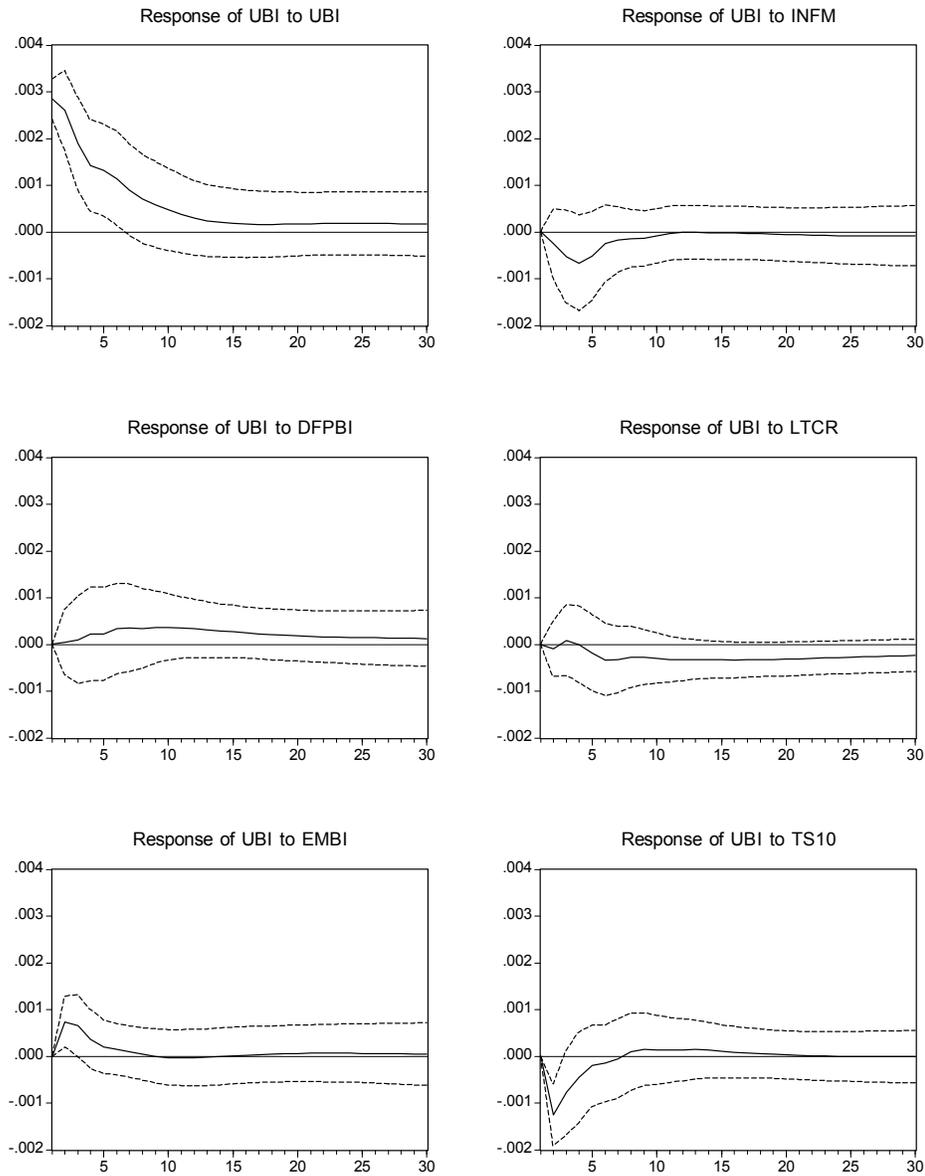
#### 4.6) TS10

$$H_0) \Delta\beta_{TS10} = 0$$

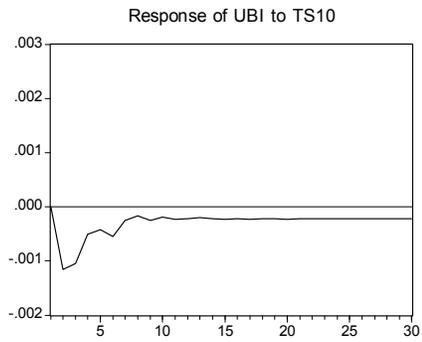
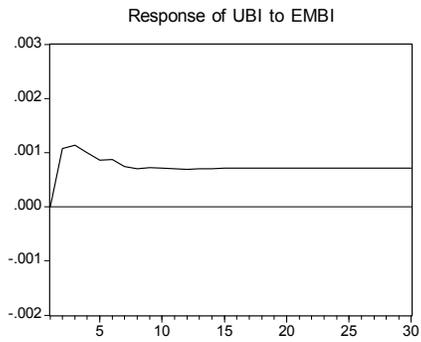
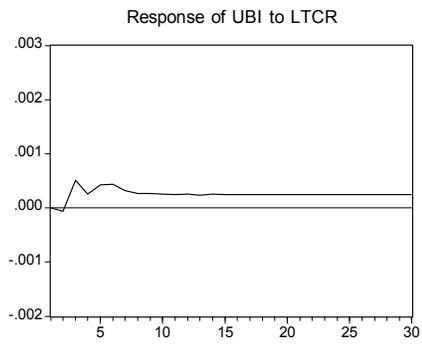
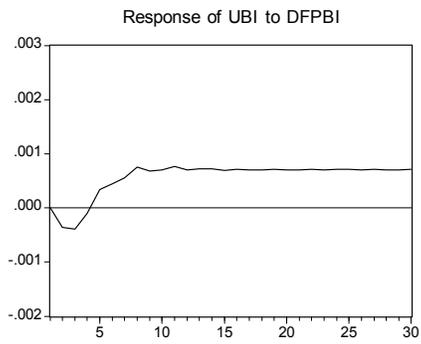
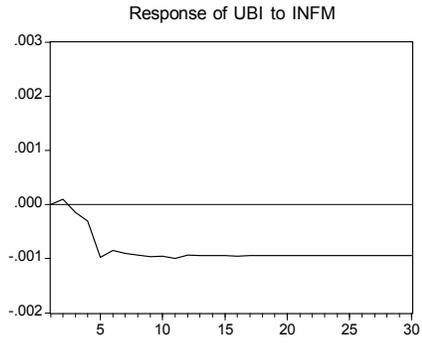
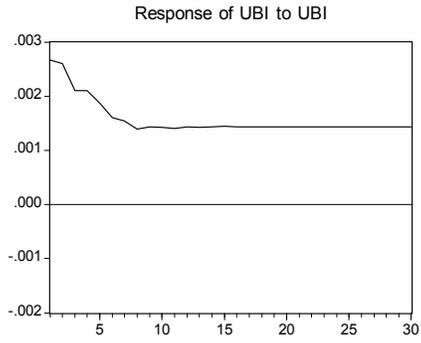
LR-test, rank=1: Chi^2(1) = 4.101 [0.0429] \*  
Acepto  $H_0$

#### 4) ANÁLISIS IMPULSO RESPUESTA

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



Response to Cholesky One S.D. Innovations



## BIBLIOGRAFÍA

**Aronovich, S.** (1999) – “Country Risk Premium: Theoretical Determinants and Empirical Evidence for Latin American Countries”, *Revista Brasileira de Economía* vol. 53, 4.

**Arora, Viveck y Cerisola, Martin** (2000) – “How does U.S. Monetary Policy Influence Economic Conditions in Emerging Markets”, IMF Working Paper 148.

**Baig, Taimur y Goldfajn, Ilan** (2000) – “The Russian Default and the Contagion to Brazil”. IMF Working Paper 50.

**Bevilaqua, Afonso y Fernández-Arias, Eduardo** (1998) – “¿Cómo se explican las primas de riesgo país en América Latina?”. *Políticas económicas en América Latina*, N° 4, Tercer trimestre, 1998. Banco Interamericano de Desarrollo.

**Canton, Richard y Packer, Frank** (1996) – “Determinants and Impact of Sovereign Credit Ratings”. Federal Reserve Bank of New York. *Economic Policy Review*

**Edwards, Sebastian** (1986) – “The Pricing of Bonds and Bank Loans in International Markets. An Empirical Analysis of Developing Countries’ Foreign Borrowing”. *European Economic Review* 30.

**Enders, Walter** (1995) – “Applied Econometric Time Series”. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics.

**Eichengreen, Barry y Mody, Ashoka** (1998) - “What Explains Changing Spreads on Emerging-market Debt: Fundamentals or Market Sentiment?”. NBER Working Paper 6408. National Bureau of Economic Research.

**Favero, Carlos, Giavazzi Francesco and Spaventa, Luigi** (1996) – “High Yields: The Spread on German Interest Rates”. NBER Working Paper 5408. National Bureau of Economic Research.

**Fernández-Arias, Eduardo y Rentería, Carolina** (1998) - “El riesgo país en América Latina según el mercado”. *Políticas económicas en América Latina*, N° 4, Tercer trimestre, 1998. Banco Interamericano de Desarrollo.

**Grandes, Martín** (2001) - “Country risk, Intertemporal Solvency and Debt Dynamics: Exploring the Latin America Case”. OECD Development Centre and D.E.L.T.A (EHES/ENS), France.

**Haque, Nadeem, Mark, Nelson y Mathieson, Donald** (1998) - “The Relative Importance of Political and Economic Variables in Creditworthiness Ratings”. IMF Working Paper WP/98/46. Research Department. International Monetary Found.

**Harris, Richard** – *Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. University of Portsmouth.

**Kamin, Steven B. y von Kleist Karsten** (1999) – “The Evolution and Determinants of Emerging Market Credit Spread in the 1990s”.

**Mauro, Paolo, Sussman Nathan y Yafeh Yishay** (2000) – “Emerging Market Spreads: Then Versus Now”. IMF Working Paper WP/00/190. Research Department. International Monetary Found

**Min, H** (1998), “Determinants of Emerging Market Bond Spread: Do Economic Fundamentals Matter?”. World Bank Working Paper.

**Nogues, J y Grandes, Martín** (2001) – “Country Risk: Economic Policy, Contagion or Political Noise?”. Journal of Applied Economics, vol. 4, 1.

**Ozler, Sarah y Huizinga, Harry** (1992) – “Bank Exposure, Capital and Secondary Market Discounts on Developing Country Debt”. NBER Working Paper 3961. National Bureau of Economic Research

**Pena, Alejandro R.** (2000) - “La calificación del riesgo soberano, análisis de sus determinantes. Banco Central del Uruguay”.

**Schumukler, Sergio y Servén, Luis** (2001) - “Pricing currency risk: facts and puzzles from currency boards. World Bank”.

**Sténeri, Carlos** (1997) – “Agencias calificadoras y riesgo soberano: el caso de Uruguay”. Conferencia anual del Foro de Estudios Financieros. Convención Nacional de Bancos, Buenos Aires, mayo 1997

**Valdés, Rodrigo** –“Emerging Markets Contagion: Evidence and Theory”. Documento de trabajo del Banco Central de Chile.

**Watson, Mark** (1994) – “Vector Autoregressions and Cointegration”. Northwestern University and Federal Reserve Bank Of Chicago. Handbook of Econometrics, Volume IV.