

# **Determinantes del riesgo país en Argentina durante 1994-99 - el rol de la liquidez sistémica, factores de contagio e incertidumbre política - .**

**Daniel Oks y Gustavo González Padilla <sup>1</sup>**

## **1. Introducción**

Desde la adopción del Plan de Convertibilidad en 1991, y particularmente desde el Plan Brady de reestructuración de deuda externa en 1994, la Argentina ha estado crecientemente integrada a los mercados internacionales de capital absorbiendo una parte importante de los flujos de capital a mercados emergentes. La mayor integración financiera, en un contexto de “riesgo país” (premio de interés de la deuda soberana sobre deuda soberana de madurez equivalente de Estados Unidos) decreciente contribuyó a la estabilidad de precios - inflación promedio del 2,2% anual en 1992-98 y negativa en 1999 – y a un importante crecimiento del producto – en promedio 4,3% anual en 1992-98 ( 3,3 % tomando el promedio de 1992-99). Dicha performance, asociada a un programa de reformas estructurales en las áreas fiscal, monetaria, comercial, financiera e institucional, estuvo asimismo caracterizada por la alta volatilidad en la tasa de crecimiento del producto – las recesiones de 1995 y 1999 contrastaron con las altas tasas de crecimiento en 1992-94, así como en 1996-98 – en conjunción con la alta volatilidad observada del riesgo país.

La supuesta estrecha relación entre el riesgo país y la performance económica reciente en la Argentina ha sido objeto de varios estudios - Avila (1997) y Nogués (La Nación, 1999) - despertando así el interés en la comprensión de los determinantes del riesgo país. En el trabajo de Avila, por ej. se encuentra que las series temporales macroeconómicas argentinas exhiben desde finales de 1985 una fuerte correlación negativa entre la prima de riesgo-país y las referidas variables macroeconómicas, destacando el análisis de causalidad que la prima es la causa inequívoca del ciclo. Así el gran disparador del ciclo económico en un país pequeño y abierto, como Argentina u otro cualquiera de Latinoamérica es la prima de riesgo país. Una suba en la prima provocará una salida de capitales del país, una contracción en la demanda agregada y una recesión, y viceversa. Nogués observa que el riesgo país en Argentina está influenciado por nuestro pasado económico, el contexto externo (incluyendo factores de “contagio”), las reformas pendientes de implementación, factores políticos, y las expectativas que tengan los administradores de fondos respecto al futuro entorno económico. La simultánea ocurrencia de bajos niveles de riesgo país y tasas de crecimiento económico se explica por la fuerte asociación negativa entre riesgo país y flujos de capital por un lado y entre flujos de capital y nivel de actividad económica por el otro.

Sin embargo, el propósito del presente trabajo no es ahondar en la comprensión de la relación producto-riesgo país sino más bien en la comprensión de los distintos determinantes del riesgo país. Algunos autores han abordado el análisis de los determinantes del riesgo país a partir de un análisis de tipo “cross country” , por ejemplo Calvo-Reinhardt (1996), Min (1998), Eichengreen y Mody (1998) y Kamin y

---

<sup>1</sup> Los autores son respectivamente gerente y economista de la Gerencia de Análisis Económico e Información del Banco Central de la República Argentina. Los resultados y opiniones vertidas no revelan la posición u opinión del B.C.R.A. en los temas considerados.

von Kleist (1999). Min, por ejemplo, analiza los determinantes del riesgo país y encuentra entre los factores explicativos significativos varias variables “fundamento” de la economía: el tipo de emisor de deuda, la relación deuda-producto, los términos de intercambio, el ratio de reservas internacionales a producto, el servicio de la deuda, exportaciones, importaciones y madurez de la deuda. Eichengreen y Mody, en general validan las conclusiones de Min pero discrepan en cuanto a que encuentran que pertenecer a una región determinada – concretamente Latino América – puede ejercer una influencia significativa. Más aún, encuentran que los movimientos de mercado pueden ser inducidos por cambios en el sentimiento de los inversores más allá de los fundamentos económicos. Kamin y von Kleist explican la evolución de la prima de riesgo país a través de las calificaciones de las calificadoras de riesgo, la madurez de la deuda y la moneda de la deuda. La tendencia decreciente de los “spreads” (primas) no explicados por dichos factores son atribuidos a la creciente integración financiera internacional.

Existen asimismo estudios basados en la experiencia de un solo país; ejemplos de esto último son Barbone-Forni (1997) para Polonia, Kiguel y Lopetegui (1997) para la Argentina – estos autores centran su análisis en la comprensión de los determinantes de las calificaciones de riesgo- y Nogués-Grandes (1999) para la Argentina.

Kiguel-Lopetegui, por ejemplo encontraron que las calificaciones de riesgo de las calificadoras son por lo general un buen factor explicativo del riesgo país medido a través del mercado –en dicho trabajo los autores testean asimismo la significatividad de las distintas variables monitoreadas para explicar la calificación otorgada-. El problema de dichas calificaciones es que por lo general siguen con retraso la evolución del riesgo país de acuerdo al mercado dejando por lo general una brecha significativa a ser explicada.

Nogues-Grandes -analizan una serie de determinantes de riesgo país argentino para el período 1994-1998. En dicho trabajo, los principales determinantes resultaron ser el ratio de servicio de deuda a exportaciones, el déficit fiscal federal, las expectativas de crecimiento económico, la tasa a 30 años de los bonos del tesoro de Estados Unidos, el efecto contagio (aproximado por el riesgo país de Méjico), y el ruido político.

En el presente trabajo, se optó por seguir un enfoque similar al de Nogues-Grandes ampliando el espectro de variables explicativas y el período de análisis. En particular, se incorporaron factores explicativos de carácter financiero y/o de liquidez sistémica. El impacto de la crisis del Tequila en Argentina y, más recientemente la crisis asiática –con sus posteriores derivaciones en otras áreas- contribuyeron a poner de manifiesto la importancia de factores de liquidez y fragilidad financiera como posibles determinantes de la volatilidad en los mercados de capital. Ligado a ello, las reformas estructurales que apuntan a reducir la vulnerabilidad en dichos sectores adquirieron notoriedad en Argentina, después del Tequila, y en otros países emergentes tras la crisis asiática. Entre dichas políticas se encuentran por ejemplo las políticas de extensión de la madurez de la deuda pública y la política de liquidez sistémica adoptada por el sistema financiero argentino, incluido el seguro de liquidez para el sistema financiero contratado con bancos comerciales privados en 1996 (Programa Repo). En tal sentido, la inclusión de variables que aproximen la madurez de la deuda -en particular, los vencimientos de corto plazo de la deuda pública con relación a las financiaciones contingentes o reservas de la Tesorería- y la liquidez sistémica adquieren singular importancia en la determinación del riesgo país.

La relativa estabilidad de las políticas domésticas coexistiendo con alta volatilidad del riesgo país durante crisis internacionales –como por ejemplo, Hong-Kong en 1997, Rusia en 1998 y Brasil en 1999- sugiere la importancia de factores del riesgo país ajenos a la política económica doméstica (incluyendo la política de liquidez). Esta discrepancia entre la estabilidad de los “fundamentos” de la economía y la volatilidad del riesgo país, observada tanto en Argentina como en otros países emergentes, puede deberse entre otros a los siguientes factores: i) una lista incompleta (o una incorrecta medición) de los “fundamentos” de la economía que monitorean los inversores o una mala comprensión del impacto de factores externos y/o variables de performance (como el crecimiento) sobre el riesgo país; ii) información “incompleta” y/o asimetrías de información entre deudores y acreedores lo que puede influenciar, la transmisión de la crisis de un país a otro –el “contagio” y iii) cambios en las tasas de aversión al riesgo de los inversores internacionales y/o cambios en la economía internacional. En particular, los períodos de crisis, tal como el de la reciente crisis asiática y su subsiguiente internacionalización, dan lugar a cambios en la consideración de aquellas variables que intervienen en la determinación del riesgo país (por parte de los inversores) o a cambios en la disponibilidad de información que reducen las asimetrías de información.

Existen por ejemplo variables de performance macroeconómica (crecimiento del producto) –que incorporan información a menudo excluida del conjunto de variables “fundamentos”– y a las que a menudo los inversores pueden asignarle prioridad. Asimismo, existen factores de orden político que por momentos pueden adquirir relevancia económica por cuanto hacen a la posibilidad o no de implementar importantes reformas económicas que conciernen a los inversores.

Por otro lado, y como ya mencionamos, la rápida propagación de la crisis dentro de Asia y a otras regiones también impulsó a los analistas a asignar mayor importancia a las variables de “contagio” como factor explicativo del riesgo país. En la literatura reciente, se han propuesto diversas explicaciones del efecto contagio pero existe cierta coincidencia en atribuirlo al comportamiento en “manada” de los inversores por el cual no existe, antes de una crisis, gran discriminación en la información que permite evaluar los riesgos de inversiones en los distintos países que se categorizan como países emergentes. Algunos autores (Calvo-Mendoza (1995)) sugieren que el incentivo a obtener información costosa es una función decreciente de las oportunidades de diversificación de los portafolios. De este modo, cuando hay noticias nuevas, se pueden producir reasignaciones rápidas del portafolio sin distinguir suficientemente las diferencias entre los países que, a priori, corresponden a una misma categoría de inversión.

El contagio se puede atribuir así al alto costo de obtener información específica y/o actualizada de un país. En presencia de una crisis se activa la búsqueda de nueva información, el análisis de nuevos factores explicativos o mediciones más exhaustivas de dichos factores. A medida que la nueva información se obtiene y/o se procesa, se produce la correspondiente diferenciación. Ello podría ser un factor explicativo de la alta volatilidad observada en el premio por riesgo país.

Finalmente, como mencionamos, el riesgo país también puede estar influido por factores externos tales como los términos de intercambio, la tasa de interés en los Estados Unidos, el grado de aversión al riesgo de inversores institucionales externos. Por ejemplo, tras la moratoria Rusa en agosto de 1998, se produjo un importante aumento de la aversión al riesgo de los inversores en mercados emergentes. Dicho aumento estuvo asociado a una reasignación de los portafolios de inversiones hacia inversiones de menor riesgo lo cual indujo un aumento en el precio de los bonos de Estados Unidos –una caída en el rendimiento de dichos activos– y una caída en el

precio de los bonos de mayor riesgo como los de los países emergentes, es decir un incremento del riesgo país emergente.

El propósito del presente trabajo es determinar empíricamente la significación de los factores domésticos y externos descritos anteriormente en la determinación del premio por riesgo soberano de Argentina durante el período 1994-1999. El resto de este trabajo se divide en cuatro secciones. En la sección 2, se discuten algunas cuestiones metodológicas y se presenta una taxonomía de los factores determinantes del premio por riesgo país en la Argentina. Ello incluye una descripción de las variables utilizadas para caracterizar a dichos factores así como una discusión del impacto esperado sobre el riesgo país. En la sección 3, se presenta una descripción de la metodología econométrica adoptada. En la sección 4 se concluye con los principales resultados del análisis así como comparaciones con resultados obtenidos en otros trabajos.

## **2. Determinantes del Riesgo País**

Mientras en general puede tener mérito realizar una comparación internacional de cómo los factores mencionados afectan el riesgo país, la disponibilidad de información mensual durante el período considerado así como la existencia de varias características específicas de la Argentina en la década del 90 –como el plan de convertibilidad (“currency board”) e importantes reformas estructurales– permiten justificar el enfoque intertemporal aquí adoptado –en lugar de un análisis “*cross country*”. El período considerado es el período 1994-99 (post-Brady) en que la profundización del mercado secundario de deuda soberana permite contar con información de mercado confiable para la construcción de una serie de riesgo país homogéneo.

El análisis de los determinantes del riesgo país es similar al análisis de los determinantes de flujos de capital a países emergentes. En ambos casos, los cambios en la percepción del riesgo-beneficio de las inversiones inducen variaciones de la prima de riesgo y/o impulsan flujos de capital. Tanto precios (riesgo país) como cantidades (flujos de capital) se ajustan en respuesta a distintos factores domésticos y/o externos. Una razón por la cual en este documento se analiza la prima de riesgo – en lugar de flujos de capital- es que el ajuste de precios es más rápido y existe una mayor frecuencia de datos.

No obstante, el premio por riesgo país medido por el diferencial de intereses entre un bono emergente y un bono de Estados Unidos padece de limitaciones también. Particularmente, el hecho que no siempre los mercados secundarios son suficientemente líquidos / profundos como para permitir que dicho precio sea utilizado como un indicador objetivo del riesgo país. En parte este problema se soluciona midiendo el riesgo país a través de un portafolio de bonos líquidos como el Índice EMBI (Emerging Market Bond Index) Argentina construido por J. P. Morgan recientemente. El EMBI Argentina está compuesto por los bonos Brady (FRB, Par y Discount) con el colateral neteado a fin de estimar un “stripped yield”. Kamin y von Kleist utilizan primas de riesgo emergente basadas en nuevas emisiones de bonos y de préstamos. Estas son por lo general inferiores a – y menos volátiles que – las primas que resultan de los bonos Brady. que no están basadas en los bonos Brady. La dificultad que existe para la utilización de dichos bonos y préstamos en la Argentina es la imposibilidad de obtener una serie mensual que permita el análisis de evolución temporal.

La prima de riesgo soberano depende, bajo el supuesto de inversores que son neutrales al riesgo, de la probabilidad de repudio de la deuda, ver por ejemplo, Edwards (1986). Basado en la discusión de la sección anterior, en esta sección se propone una taxonomía de determinantes de la probabilidad de repudio de la deuda/riesgo país así como una descripción de las variables - y los datos- que se utilizan para aproximar cada uno de estos factores. La taxonomía propuesta agrupa a los factores explicativos en cinco grandes categorías: indicadores de performance macroeconómica - que captan las expectativas generales sobre el comportamiento de la economía- ; indicadores de solvencia fiscal intertemporal; indicadores de liquidez sistémica; factores externos y de contagio; y otros factores domésticos.

La descripción de variables utilizadas se limita a aquellas variables incorporadas a los resultados presentados en el documento.

Para aproximar la prima de riesgo soberano o riesgo país -la variable dependiente- se emplearon series mensuales del *spread* del EMBI argentino sobre el *US Treasury* –EMBI-ARG - . El ejercicio propuesto contempla promedios mensuales de la variable dependiente durante el período 1994:01 - 1999:12. El corte temporal de 1994 obedece a que la serie del EMBI argentino no está disponible con anterioridad pero además a que con anterioridad al plan Brady, el volumen de actividad / eficiencia del mercado secundario de deuda soberana era significativamente menor. También se utilizó como variable dependiente alternativa la prima de riesgo que se desprende de los bonos FRB; la misma fue eventualmente descartada prefiriéndose el EMBI ya que éste comprende a todos los bonos asociados al Plan Brady con lo se captaría de forma más amplia la información de riesgo país.

#### 1) *Indicadores de performance macroeconómica*

De todas las variables de performance que afectan el riesgo país, la expectativa de crecimiento económico es probablemente la más observada. La expectativa de crecimiento del PIB (CRECI) influye positivamente en la percepción de riesgo país principalmente debido a su impacto favorable sobre las finanzas públicas vía mayor recaudación fiscal -tanto impuestos directos como indirectos. Más generalmente, el riesgo país tiende a disminuir en función del crecimiento esperado del PIB debido a que cuanto mayor el PIB, mayor es la capacidad de generar recursos para el repago de la deuda -tanto pública como privada. Bajo el supuesto de que los inversores siguen un sendero de pronóstico perfecto, la expectativa de crecimiento se aproxima por la tasa de crecimiento -ex-post- del PIB real del trimestre respectivo. Dicha variable a su vez fue luego mensualizada y desestacionalizada (ver Apéndice I).

#### 2) *Indicadores de solvencia*

Los inversores perciben que un incremento sostenido del déficit fiscal reduce la capacidad de repago de la mayor deuda resultante y aumenta las probabilidades que el país repudie su deuda (entre en *default*) –lo que se traduce en un ajuste de la prima de riesgo soberano-. La variable utilizada para captar este efecto es la necesidad de financiamiento del sector público no financiero neta de privatizaciones y desestacionalizada (NECFI2SA).

El ratio de deuda pública a PIB (DEUDAPIB) da una medida de la capacidad de repago de la deuda total en el largo plazo. Cuanto mayor es la deuda con relación al producto anual, menores serán las posibilidades del gobierno de captar una parte de los recursos generados por la economía suficiente para servir la deuda.

Puede darse el caso de que el ratio de deuda pública a PIB sea bajo pero que sin embargo exista una limitada capacidad de generar divisas extranjeras para repagar la deuda llevando así a una prima por riesgo país mas elevada. En una economía abierta, la capacidad de generar divisas está ligada a la capacidad exportadora de bienes y servicios y a la apertura del mercado de capitales que permite generar flujos de capital externo. Sin embargo, en el largo plazo, si la capacidad exportadora no se desarrolla, tampoco habría un fuerte influjo de capitales para repagar deuda. Por ello, el ratio entre el servicio de la deuda pública externa (capital e intereses) y exportaciones (SEREXPO1) es un buen indicador de la capacidad de repago de la deuda externa de un país en el largo plazo –un aumento del ratio estaría así asociado a un aumento del riesgo país- .

### *3) Indicadores de liquidez sistémica.*

En un contexto de alta movilidad de capitales, la liquidez de un país emergente (cuya moneda no es aceptada como un medio de pago en transacciones internacionales) es tan importante como su solvencia. Basta que los inversores perciban que el país no cuenta con suficientes recursos líquidos para hacer frente a una eventual corrida contra su moneda o los depósitos de su sistema bancario para que, de producirse la misma (corrida), ésta sea exitosa. Ello a su vez aumenta la probabilidad de que la corrida se produzca. Por definición, bajo la convertibilidad la moneda local está plenamente respaldada por divisas o monedas de reserva internacionales. Sin embargo, el respaldo del peso (la convertibilidad) no garantiza el respaldo de los depósitos bancarios ni del cumplimiento del servicio de la deuda pública. Para ello hacen falta colchones adicionales de liquidez con efecto disuasivo sobre inversores y especuladores. Bajo el régimen de convertibilidad adoptado en la Argentina, las reservas del BCRA no constituyen un activo de reserva para el Tesoro dado que el BCRA sólo puede otorgar un financiamiento limitado al Tesoro (de acuerdo a la Carta Orgánica hasta una tercera parte de las reservas de libre disponibilidad podrán estar integradas con títulos públicos valuados a precios de mercado y el crecimiento de las tenencias de títulos públicos del banco, a valor nominal, no podrá ser superior al diez por ciento por año calendario ni superar el límite máximo citado precedentemente).

Por otro lado, el BCRA desarrollo a partir de la crisis del Tequila una política de liquidez sistémica deliberada orientada a asegurar un importante colchon de liquidez para el sistema financiero. Dicho sistema consta de 3 pilares: i) un requisito de liquidez (aplicado a todas las entidades financieras) a ser constituido en activos líquidos internacionales y equivalentes en promedio a aproximadamente el 20% de los depósitos del sistema (en rigor existe una escala decreciente de requisitos según la madurez residual del pasivo -cuanto mayor la madurez residual, menor el requisito); ii) las reservas excedentes del BCRA (por encima de lo que la Convertibilidad exige) que permiten al BCRA eventualmente inyectar liquidez al sistema; y iii) el seguro de liquidez internacional contratado por el BCRA con bancos privados extranjeros -un Programa Contingente de Pases cuyo valor oscila entre 8%-10% de los depósitos.

Dada la creciente importancia de factores de liquidez en la determinación del riesgo soberano se testearon varias proxies:

- Un ratio que aproxima la cobertura de necesidades totales de financiamiento del Tesoro - COVERTESO -. Es el ratio de los créditos contingentes al sector público no financiero de entes multilaterales (FMI, Banco Mundial) y la suma del déficit fiscal y

amortizaciones de deuda pública.<sup>2</sup> Para suavizar los picos de amortizaciones, dicha variable se define como un promedio móvil de 3 meses.

- También se considero el perfil de la deuda dado que para los inversores no es lo mismo que el país tenga deuda de corto plazo que de largo plazo. Dado que una reducción en la madurez promedio de la deuda pública (DEMADU) lleva a un incremento, en el corto plazo, de los servicios de la deuda pública, se espera que ante tal reducción se produzca un incremento en la prima de riesgo que los inversores demandan para su renovación.

- La liquidez sistémica del sistema financiero – LIQSISX – definida como el ratio entre las reservas internacionales del sistema financiero -BCRA más los requisitos de liquidez internacional de los bancos comerciales, incluyendo el Programa Contingente de Pases - y los depósitos bancarios (que son, en su mayor parte, de muy corto plazo.) Esta variable mide la capacidad del sistema financiero de responder con activos internacionales ante una eventual corrida de depósitos.

El efecto del cambio del régimen de efectivo mínimo al régimen de requisitos mínimos de liquidez sobre el riesgo país se intentó captar con una variable dummy (RML). La expectativa era que el cambio de régimen genere una reducción del riesgo país de Argentina. Similarmente, se intentó caracterizar la entrada en vigencia del Programa Contingente de Pases (REPO) a través de una variable dummy.

#### *4) Shocks externos y factores de contagio*

Entre los principales factores externos que afectan el riesgo soberano argentino están la tasa de interés del Tesoro Americano, los términos de intercambio, y el grado de aversión al riesgo en mercados emergentes. Existen asimismo mecanismos de contagio por los cuales la crisis en un país emergente puede transmitirse a otro país emergente.

Las decisiones de inversión en bonos soberanos están basadas en la evaluación del potencial riesgo-beneficio con relación a un instrumento de menor riesgo-beneficio – típicamente el bono del Tesoro Americano a 30 años (UST30) -. La relación entre el rendimiento de dicho bono y el riesgo país emergente es compleja. Por un lado, ante un aumento en el rendimiento de dicho bono se produce un efecto sustitución por el que puede disminuir el atractivo relativo de bonos emergentes disminuyendo los fondos prestables para países emergentes. Ello hará subir el rendimiento del bono emergente consecuentemente. Sin embargo, no se puede afirmar a priori si el riesgo soberano - diferencial entre el rendimiento de ambos bonos- aumentará o disminuirá. Ello dependerá (entre otras cosas) de la sustituibilidad entre los instrumentos en los portafolios de los inversores lo que a su vez depende de la percepción del cambio de riesgo relativo entre los bonos emergentes y del Tesoro americano. Por ejemplo, dado que un aumento de la tasa de Estados Unidos (a la cual el servicio de la deuda externa está atada) reduce la capacidad para servir la deuda del país emergente, sería esperable que se produzca un incremento del riesgo país. Por otro lado, si la deuda emergente está denominada en otra moneda o a tasa fija, este efecto puede ser de escasa relevancia y ser más que compensado por el efecto sustitución. La ambigüedad ex ante del signo esperado (de un cambio en la tasa de Estados Unidos sobre la prima de riesgo argentina) también puede deberse a la

---

<sup>2</sup> Durante los últimos años, la Tesorería mantenía a su vez un colchón de liquidez adicional – prefinanciamiento de los déficits – a fin de minimizar aún más el riesgo de refinanciación. El mismo no se incluyó aquí por carecerse de datos precisos.

evolución del endeudamiento. Por ejemplo, si bien (por el efecto vía servicio de deuda) la caída en la tasa del Tesoro durante la década del 90 contribuyó a reducir el riesgo país, el fuerte aumento de endeudamiento resultante (facilitado por las menores tasas de Estados Unidos), tuvo un efecto opuesto.

Ante una crisis, los inversores pueden reducir su preferencia por el riesgo (AVERIESG). En tal caso, es posible que los inversores se refugien en bonos de bajo riesgo en desmedro de los bonos emergentes – *flight to quality* –, con lo que se produciría un aumento del riesgo país en países emergentes.

Finalmente, dado que la capacidad exportadora de la Argentina está fuertemente atada a la evolución del precio internacional de los *commodities*, incluimos como variable explicativa al ratio de precios de exportación sobre precios de importación (términos de intercambio RTI). Una mejora en dicho índice representa una mejora en la capacidad competitiva del país para generar recursos de divisas para servir la deuda externa –y por lo tanto se espera una reducción del riesgo país –.

El efecto contagio, a menudo caracterizado como cambios en el riesgo país atribuible a una crisis en otro país emergente, es un comportamiento que no discrimina entre los *fundamentals* de cada país, y está por lo general explicado por el comportamiento en manada de los inversores. El efecto contagio tiende a ser mayor durante períodos de crisis internacional cuando, ante un shock o novedad, las pautas de monitoreo son revisadas y –mientras perdura la incertidumbre– se produce una pérdida de diferenciación entre países emergentes (al ser tratados como el mismo tipo de riesgo) agudizada por una mayor aversión al riesgo en general de parte de los inversores.

Por ello, se consideraron diversas variables que aproximan éstos períodos de crisis internacional ligada a crisis originadas en países emergentes. Las variables de contagio utilizadas son por ende variables dummy que toman valor 1 sólo durante los meses en que la crisis genera “contagio”. Las crisis seleccionadas son: la crisis mexicana de la deuda en diciembre 1994 (TEQUI), el ataque especulativo a la moneda de Hong Kong en 1997 (HK), la moratoria de la deuda rusa en agosto 1998 (RUSIA), y la devaluación del real en Brasil en enero de 1999 (BRASIL). Los meses en que la variable dummy toma valor uno varió en cada caso: 6 meses para Tequila (cuando los depósitos comienzan a recuperarse), 2 meses para la crisis de Hong Kong, 2 meses para la crisis rusa, 3 meses para Brasil. En todos los casos, se anticipa un impacto positivo sobre el riesgo país de Argentina.

##### 5) Factores internos

La proximidad de una elección presidencial y la incertidumbre con respecto a la continuidad de las políticas económicas implementadas pueden causar una percepción negativa entre los inversores. Por ello se procedió a incluir una variable dummy abarcando el período eleccionario marzo-mayo de 1995 (Elección95) y otra variable dummy abarcando el período eleccionario mayo-agosto de 1999 (Elección99) - aunque la elección fue en octubre de 1999, la mayor incertidumbre electoral se dio antes.

Asimismo se incorporó una variable dummy que cubre el período noviembre-diciembre de 1999 para captar los posibles efectos del Año 2000 sobre el riesgo país (Y2K).

A efectos de captar la estructura dinámica del modelo implícito, así como para reducir los problemas de estimación que podrían derivarse de la auto correlación de



errores, se incorporó a la regresión básica el valor rezagado de la variable dependiente, es decir del *spread* del EMBI argentino ( $EMBI-ARG_{t-1}$ )

De acuerdo a la discusión, la ecuación de regresión propuesta - con los signos esperados entre paréntesis - es la siguiente:

$$EMBI-ARG = F[(CRECI (-), NECFI2SA (-), DEUDAPIB (+), SEREXPO1 (+), COVERTESO (-), DEMADU(-), LIQSISX (+), REPO(-),RUSIA(+), BRASIL(+), HK(+), TEQUI(+),UST30(+,-), AVERIESG(+), RTI (-), Elección 95 (+), Eleccion99 (+), Y2k (+), RML (+), ]$$

A efectos de captar la estructura dinámica del modelo implícito, así como para reducir los problemas de estimación que podrían derivarse de la auto correlación de errores, se incorporó a la regresión básica el valor rezagado de la variable dependiente, es decir del *spread* del EMBI argentino ( $EMBI-ARG_{t-1}$ )

### 3. Evaluación econométrica

Para el ajuste econométrico se partió de un modelo dinámico irrestricto - modelo general-, y gradualmente reduciendo su tamaño mediante el testeo de restricciones tanto lineales como no lineales en las variables, para arribar a una versión específica. El modelo general usualmente es descrito como un modelo auto regresivo de rezagos distribuidos (*autoregressive distributed lag model (ADL)*) . Esto significa que la variable dependiente  $Y_t$  se expresa en función de sus propios valores rezagados y de los valores corrientes y rezagados de todas las variables explicativas. Así se partió de un modelo ADL con 11 variables explicativas y 9 dummies que se puede representar mediante la siguiente ecuación

$$(1) \quad a(L)Y_t = \sum_{i=1}^N b_i(L)X_{it} + \sum_{i=1}^M c_i DU_i + \eta_t$$

donde  $a(L)$  es el operador de rezagos polinómicos:

$$a(L) = \sum_{i=0}^k \alpha_i L^i, \quad \alpha_0 = 1, \quad \alpha_i = -a_i, \quad i = 1, 2, \dots, k$$

$$\text{así, } a(L)Y_t = Y_t + a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \dots + a_k Y_{t-k}$$

representando  $X_{it}$  las variables explicativas

$$\sum_{i=1}^N b_i(L)X_{it} = b_0 X_{it} + b_1 X_{it-1} + \dots + b_n X_{it-n}$$

y finalmente  $DU_i$  corresponde a las dummies

$$\sum_{i=1}^N c_i DU_i = c_1 DU_1 + c_2 DU_2 + \dots + c_N DU_N$$

la ecuación (1) se ajustó por mínimos cuadrados ordinarios.

Los datos son mensuales y abarcan el periodo enero de 1994 a diciembre de 1999.

En el apéndice I se describen las fuentes estadísticas y el método de mensualización utilizado para las variables que sólo están disponibles con frecuencia trimestral.

Dado que se trata de un modelo de series temporales se constató mediante el test de Dickey-Fuller "aumentado" (*Augmented Dickey-Fuller Test (ADF)*) si las variables presentaban tendencias estocásticas (raíces unitarias) o determinísticas, ver apéndice II.

Dado que la ecuación (1) comprendía variables con distinto orden de integración se realizó el test de Pesaran, Shin y Smith para verificar la existencia de una relación de largo plazo entre las variables empleadas, ver apéndice 2.

## Resultado de las estimaciones

En el siguiente cuadro se presenta el resultado de la estimación econométrica inicial de la ecuación 1

EQ( 1) Modelling LEMBI-ARG by OLS						
The present sample is: 1994 (2) to 1999 (12)						
Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	HCSE	PartR <sup>2</sup>
Constant	1.1075	0.76089	1.456	0.1533	0.88436	0.0503
LEMBI-ARG_1	0.40716	0.11582	3.515	0.0011	0.13474	0.2360
CRECI	0.59665	1.3418	0.445	0.6590	1.6219	0.0049
CRECI_1	0.65123	0.98556	0.661	0.5125	1.4273	0.0108
necfi2sat	-3.0939e-005	5.2668e-005	-0.587	0.5602	4.0587e-005	0.0086
necfi2sat_1	-2.1079e-005	5.7792e-005	-0.365	0.7172	4.9444e-005	0.0033
COVERTESO	-0.012433	0.0073303	-1.696	0.0976	0.0087622	0.0671
COVERTESO_1	-0.0033438	0.0078453	-0.426	0.6722	0.0072689	0.0045
LDEUDAPIB	0.29567	0.63040	0.469	0.6416	0.63099	0.0055
LDEUDAPIB_1	-0.0028892	0.68008	-0.004	0.9966	0.67224	0.0000
LDEMADU	-0.0005831	0.057452	-0.010	0.9923	0.057164	0.0000
LDEMADU_1	-0.00028287	0.053451	-0.005	0.9958	0.052983	0.0000
LUST30	-0.10215	0.55430	-0.184	0.8547	0.61715	0.0008
LUST30_1	0.32844	0.63621	0.516	0.6085	0.66550	0.0066
LLIQSISX	-1.7769	0.51922	-3.422	0.0014	0.73815	0.2265
LLIQSISX_1	0.74418	0.50632	1.470	0.1494	0.70349	0.0512
LAVERIESG	0.22944	0.35805	0.641	0.5253	0.33484	0.0102
LAVERIESG_1	0.51160	0.38682	1.323	0.1935	0.44140	0.0419
RTI	-0.020798	0.0099212	-2.096	0.0424	0.0084682	0.0990
RTI_1	0.0052559	0.010233	0.514	0.6103	0.0082919	0.0066
Serexpolt	-0.047882	0.059569	-0.804	0.4263	0.056371	0.0159
Serexpolt_1	-0.0083145	0.060829	-0.137	0.8920	0.053098	0.0005
RUSIA	0.38064	0.12054	3.158	0.0030	0.075032	0.1995
BRASIL	0.15494	0.075898	2.041	0.0478	0.046061	0.0944
HK	0.17665	0.082788	2.134	0.0390	0.11453	0.1022
TEQUI	0.11751	0.088328	1.330	0.1909	0.081404	0.0424
REPO	-0.084296	0.089163	-0.945	0.3501	0.075051	0.0219
Eleccion99	0.16412	0.073318	2.238	0.0308	0.061306	0.1113
Y2K	0.074083	0.12892	0.575	0.5688	0.10553	0.0082
RML	-0.058165	0.088980	-0.654	0.5171	0.076045	0.0106
Eleccion95	-0.093458	0.10705	-0.873	0.3878	0.14572	0.0187
R <sup>2</sup> = 0.961616 F(30,40) = 33.403 [0.0000] \sigma = 0.101612 DW = 2.19						
RSS = 0.4129968346 for 31 variables and 71 observations						
Information Criteria:						
SC = -3.28583 HQ = -3.88089 FPE=0.014833 AIC = -4.27376						
AR 1- 5 F( 5, 35) = 0.9256 [0.4762]						
ARCH 5 F( 5, 30) = 0.32356 [0.8948]						
Normality Chi <sup>2</sup> (2)= 2.4029 [0.3008]						
RESET F( 1, 39) = 0.13353 [0.7168]						

Las variables están expresadas en logaritmo  $-L = \logaritmo\ natural$ , exceptuando CRECI (tasa de crecimiento mensual del PIB), Necfi2sat (necesidad de financiamiento del sector público), COVERTESO ("colchón" financiero del tesoro Nacional), RTI (relación de términos de intercambio), Serexpo1t (cociente entre las exportaciones y el servicio de la deuda pública externa) y las variables dummies (Rusia, Brasil, HK, Tequi, REPO, Eleccio99, Y2K, RML y Eleccion95).

El ajuste econométrico se realizó utilizando el programa econométrico Pc-Give cuya salida brinda la siguiente información :

R<sup>2</sup>: coeficiente de correlación

F(...)= test de Fisher

Sigma: desvío estándar de los residuos  
 DW: estadístico de Durbin-Watson  
 RSS: suma de los residuos al cuadrado  
 SC: criterio de información de Schwarz  
 HQ: criterio de información de Hannan-Quinn  
 FPE: error de predicción final  
 AIC: criterio de información de Akaike  
 AR 1-5 F(...) = test de Multiplicadores de Lagrange para auto correlación serial  
 ARCH 5 F(...) = test de Multiplicadores de Lagrange para auto correlación serial de los cuadrados de los residuos.  
 Normality Chi<sup>2</sup> (..) = test de normalidad de los residuos  
 RESET F(...) = Test de Ramsey sobre deficiente especificación del modelo  
 Xi<sup>2</sup> F(..) = test de White para heterocedasticidad utilizando variables al cuadrado  
 Xi\*Xj F(...) = Test de White para heterocedasticidad utilizando producto cruzado y cuadrado de las variables.

Observando los valores de los estadísticos correspondientes se concluye que el modelo inicial estimado no presenta problemas de correlación serial, heterocedasticidad, o de especificación funcional.

Se procedió a la reducción del modelo descartando aquellas variables que tenían una baja significatividad individual, la falta de significatividad conjunta de las mismas se comprobó mediante el test de Wald para restricciones lineales. Así resultaron no significativas en conjunto las variables: CRECI, CRECI\_1, NECFI2SA, NECFI2SA\_1, LSEREXPO1, LSEREXPO1\_1, LDEUDAPIB, LDEUDAPIB\_1, LDEMADU, LDEMADU\_1, LUST30, LUST30\_1, LIQSISX\_1, LAVERIESG, RT1\_1, TEQUI, REPO, Y2K, RML.

Wald test for linear restrictions: Subset	
LinRes	F(21, 40) = 0.9189 [0.5711]
Zero restrictions on:	
CRECI CRECI_1 necfi2sat necfi2sat_1 COVERTESO_1 LDEUDAPIB	
LDEUDAPIB_1 LDEMADU LDEMADU_1 LUST30 LUST30_1 LLIQSISX_1	
LAVERIESG RTI_1 serexpolt serexpolt_1 TEQUI REPO	
Y2K RML Eleccion95	

Descartando las variables no significativas en conjunto se arriba al siguiente modelo,

EQ (2) Modelling LEMBI-ARG by OLS						
The present sample is: 1994 (2) to 1999 (12)						
Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	HCSE	PartrA2
Constant	1.4018	0.38466	3.644	0.0006	0.44602	0.1788
LEMBI-ARG_1	0.39400	0.082327	4.786	0.0000	0.098515	0.2730
COVERTESO	-0.013398	0.0059885	-2.237	0.0289	0.0064532	0.0758
LLIQSISX	-1.4709	0.19057	-7.719	0.0000	0.20266	0.4941
LAVERIESG_1	0.62461	0.16710	3.738	0.0004	0.17438	0.1864
RTI	-0.018340	0.0039405	-4.654	0.0000	0.0047172	0.2621
RUSIA	0.43162	0.079075	5.458	0.0000	0.031335	0.3281
BRASIL	0.13502	0.067967	1.987	0.0515	0.036983	0.0608

HK	0.13486	0.073882	1.825	0.0728	0.096022	0.0518
Eleccion99	0.18137	0.058757	3.087	0.0030	0.041775	0.1351
R <sup>2</sup> = 0.943098 F(9,61) = 112.34 [0.0000] \sigma = 0.100183 DW = 1.67						
RSS = 0.6122352907 for 10 variables and 71 observations						
Information Criteria:						
SC = -4.15294 HQ = -4.3449 FPE=0.0114503 AIC = -4.47163						
AR 1- 5 F( 5, 56) = 1.4296 [0.2279]						
ARCH 5 F( 5, 51) = 0.96152 [0.4501]						
Normality Chi <sup>2</sup> (2)= 2.6574 [0.2648]						
Xi <sup>2</sup> F(14, 46) = 0.47139 [0.9369]						
Xi*xj F(31, 29) = 0.27577 [0.9997]						
RESET F( 1, 60) = 0.01678 [0.8974]						

Model statistics							
Dep.var		T	k	df	RSS	\sigma	Schwarz
2: LEMBI-ARG	OLS	71	10	61	0.612235	0.100183	-4.15294
1: LEMBI-ARG	OLS	71	31	40	0.412997	0.101612	-3.28583
Progress to date for modelling LEMBI-ARG:							
Model	1 -->	2:	F(21, 40) =	0.9189	[0.5711]		

Comparando la suma de los residuos al cuadrado y los desvíos estándares de los residuos en ambos modelos se observa que las diferencias no son muy grandes. El estadístico LMF (Multiplicador de Lagrange ) para testear la reducción de la ecuación (1) a la ecuación (2) es igual a 0.9189 lo cual es claramente no significativo

Las variables de la ecuación (2) resultaron significativas individualmente - excepto las dummies de Brasil y Rusia que están muy cercanas al límite de significatividad- y globalmente y el modelo no presenta problemas de correlación serial, heterocedasticidad o inestabilidad de los parámetros (ver apéndice 2).

En el modelo final (ecuación 2) los signos de las variables son los esperados.

Los coeficientes que acompañan a las variables expresadas en logaritmos pueden interpretarse como elasticidades; el resto de los estimadores deben interpretarse como semielasticidades (cambio porcentual de la variable dependiente por un cambio absoluto en la variable independiente). De ello se desprende que:

- i) Un incremento de 100 millones de pesos en los préstamos contingentes al Tesoro Nacional (FMI, Banco Mundial) implican una reducción de 1.34% en el riesgo soberano argentino.

- ii) Un incremento del 1% en el indicador de liquidez sistémica conlleva una reducción del 1.47% en el riesgo argentino.
- iii) Un incremento del 1% en la aversión al riesgo de los inversores americanos eleva el riesgo argentino un 0.62%.
- iv) Una reducción de un punto en los términos de intercambio eleva el riesgo argentino 0.018%.
- v) Las crisis de Rusia, Brasil y Hong-Kong tuvieron un impacto positivo sobre el riesgo soberano de 0.43%, 0.134% y 0.135% respectivamente. En cuanto a la elección presidencial de 1999 su impacto sobre el riesgo país fue de 0.18%

#### **4. Conclusiones**

El potencial impacto del premio por riesgo país sobre las fluctuaciones económicas recientes de la Argentina ha despertado un creciente interés en la comprensión de los determinantes del riesgo país. Más allá de los canales de transmisión fiscales – ej. un aumento del premio importa un mayor déficit fiscal y un mayor servicio de deuda externa lo que requiere a su vez un mayor ajuste fiscal – existen canales de transmisión que afectan las decisiones del sector privado. El mayor costo de fondeo o las mayores dificultades para conseguir financiamiento en general limitan el potencial de realizar inversiones nuevas y crean presiones de demanda sobre los mercados financieros domésticos.

En comparación con trabajos anteriores que analizaron los determinantes del riesgo país en la Argentina el presente trabajo incorpora – y verifica la importancia relativa – de factores de liquidez sistémica, tanto del sistema financiero como de la Tesorería. Asimismo corrobora la relevancia de otros factores explicativos del riesgo país considerados anteriormente, particularmente, factores de contagio con relación a crisis de países emergentes, la aversión al riesgo de inversores internacionales, factores fiscales y políticos.

La primacía de variables financieras sobre las estrictamente fiscales en este trabajo no pretende restar significación a los factores fiscales. Dicha primacía debe entenderse en el contexto de análisis de corto plazo – el período 1994-1999- que el presente estudio enfatiza. En el corto plazo, la liquidez disponible es crítica para definir si una situación de insolvencia potencial se puede traducir en una situación de insolvencia efectiva. De todos modos, la significación estadística de la liquidez de la Tesorería para afrontar sus obligaciones de corto plazo (el ratio de liquidez sobre la suma de déficit fiscal y amortizaciones de deuda del período) corrobora la importancia de la dimensión fiscal en el ejercicio.

En cambio, otras variables de liquidez considerada en el trabajo de Grandes y Nogués, el ratio entre el servicio de la deuda y las exportaciones, no resultó significativa en nuestro análisis. En parte ello se explica porque el servicio de deuda está ya captado por otra variable incluida (la cobertura del Tesoro arriba mencionada). En parte, por el hecho de que la Argentina es un país fuertemente integrado al mercado de capitales – lo que implica que en un análisis de corto plazo las exportaciones no son la principal restricción que afronta el país para cumplir sus compromisos de deuda.

Por lo demás, existe una diferencia importante con relación a trabajos anteriores en el tratamiento de los factores de contagio. En particular, la consideración del riesgo país de México como proxy del efecto contagio en el trabajo de Grandes y Nogués, tiene importantes limitaciones en cuanto a que el mismo está a su vez fuertemente influenciado por el riesgo país de Argentina y capta varios otros factores que pueden afectar el riesgo México pero no ser factor de contagio en Argentina. Por ello en este trabajo se optó por identificar los principales shocks de países emergentes y se consideró un plazo de contagio reducido (algunos meses) – hasta que los inversores vuelven a diferenciar correctamente entre los distintos países. Así, los shocks de Hong Kong, Rusia y Brasil aparecen con un impacto significativo sobre el riesgo argentino.

Otros factores menos controversiales que afectaron significativamente el riesgo país durante el período fueron los fluctuantes términos de intercambio – aumento marcado hasta 1996 y fuerte declinación subsiguiente – , la aversión al riesgo de los inversores extranjeros y la incertidumbre electoral, particularmente en 1999.

Una de las variables que llamativamente no resultó significativa fue el ratio de deuda pública a producto. En particular, es posible que el rápido aumento de endeudamiento en relación al producto haya incrementado la percepción de la vulnerabilidad de la economía a cambios en las condiciones de los mercados internacionales de capitales. En ausencia de la inclusión de otras variables que captan el servicio de la deuda – como ser la cobertura del tesoro para financiar su déficit y amortizaciones de deuda, es posible que la misma variable hubiese resultado significativa.

Asimismo, otros factores que no resultaron estadísticamente significativos fueron en parte subsumidos – estadísticamente - en otros factores que si lo fueron. Por ejemplo, el impacto de variables como el repo o la implementación de requisitos de liquidez está captado por el indicador de liquidez sistémica del sistema financiero.

La irrelevancia estadística de la tasa del Tesoro de Estados Unidos en explicar la prima de riesgo país es coincidente con las conclusiones de otros trabajos – por ejemplo, Kamin y von Kleist - . Como fuera mencionado, su impacto esperado era ex ante indeterminado – lo que implica que la irrelevancia puede deberse a la presencia de efectos relevantes que se neutralizan entre sí.

Las implicaciones de política económica apuntan claramente a continuar enfatizando los factores de liquidez sistémica, particularmente los que atañen a la Tesorería – dado el alto nivel de liquidez del sistema financiero - . En el caso de la Tesorería, las recomendaciones apuntan a alcanzar un balance fiscal, obtener nuevas facilidades de financiamiento contingente, extender la madurez de la deuda, y (dentro de lo razonable) evitar la concentración de picos de repago de deuda. Dichas políticas son también importantes para reducir la vulnerabilidad de la economía a factores políticos, cambios en los términos de intercambio y nuevas crisis que puedan ocurrir en países emergentes. Las políticas de transparencia de información en general pueden cumplir un rol sumamente importante para reducir/minimizar los ya comunes procesos de contagio observado entre economías emergentes.





## **Apéndice I - Fuentes de información**

PIB a precios constantes y corrientes: Sistema de Cuentas Nacionales base 1993, Dirección Nacional de Cuentas Nacionales (DNCN), Ministerio de Economía y Obras y Servicios Públicos (MEyOSP)

Déficit Fiscal: Esquema Ahorro-Inversión-Financiamiento, Secretaría de Hacienda, MEyOSP

Servicio de Deuda Pública: Esquema Ahorro-Inversión, Secretaría de Hacienda, MEyOSP

Madurez de la Deuda Pública: Oficina Nacional de Crédito Público, MEyOSP y Bank for International Settlements (BIS)

Exportaciones: Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC)

M2\*, Liquidez Sistémica: Boletín Estadístico, Banco Central de la República Argentina (BCRA)

Tasa del bono a 30 años de EE.UU.: Bloomberg

Emerging Market Bond Index (EMBI) : JP Morgan

Adversión al Riesgo: elaborada en base a información de Bloomberg

Términos de Intercambio: INDEC

Créditos Contingentes al Sector Público: elaborado en base a FMI y BM

Las series PIB -a precios constantes y corrientes- se mensualizó utilizando el procedimiento de mensualización de series mediante series relacionadas.

## Apéndice II – Tests econométricos aplicados

### Tests de raíces unitarias

La estacionariedad de todas las variables se constato mediante el test ADF (Augmented Dickey-Fuller) y de significatividad conjunta para determinar si los datos presentaban tendencias estocásticas o determinísticas. El modelo general fue el siguiente:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \gamma t + \delta \Delta y_{t-1} + \epsilon_t$$

los resultados obtenidos incluyendo los estadísticos relevantes y los rezagos óptimos<sup>3</sup> para  $\Delta y_{t-1}$  se muestran a continuación

Variable	Rezagos óptimos	H <sub>0</sub> : $\alpha=0$ , $\beta$ values	Valor crítico 5%
EMBI-ARG	0	-2,2318	-2.89
AVERIESG	1	-2,7998	-2.89
COVERTESO	1	-3,3403	-2.89
DEMADU	3	-1,6928	-2.89
DEUDAPIB	4	-0,5236	-2.89
LIQSISX	0	-0,8798	-2.89
NECFI2SA	1	-5,0267	-2.89
PBI93SA	2	-0,8974	-2.89
RTI	0	-1,6467	-2.89
SEREXPO1	2	-2,1379	-2.89
UST30	3	-2,0199	-2.89

Variable	Rezagos óptimos	H <sub>0</sub> : $\alpha=\beta=0$ , $\beta$ values	Valor crítico 5%
EMBI-ARG	0	3,1920	6.73
AVERIESG	1	3,6401	6.73
COVERTESO	1	11,0917	6.73
DEMADU	2	2,8036	6.73
DEUDAPIB	2	4,8696	6.73
LIQSISX	1	3,4468	6.73
NECFI2SA	0	61,8494	6.73
PBI93SA	5	1,7725	6.73
RTI	0	1,9496	6.73
SEREXPO1	0	43,2889	6.73
UST30	3	2,3999	6.73

De los cuadros anteriores se puede concluir que las series analizadas tienen tendencia estocástica (no estacionarias) y no presentan tendencia determinística, a excepción de las series COVERTESO, NECFI2SA y SEREXPO1 que rechazan la hipótesis

<sup>3</sup> La cantidad óptima de rezagos se elige a través del mínimo valor de criterio de información como Schwartz o Akaike, comparando muestras de igual tamaño.

nula del test conjunto para lo cual se realizó un procedimiento secuencial para determinar sus tendencias.

Se parte del siguiente modelo

$$1) \otimes_t = \alpha + \beta \otimes_{t-1} + \gamma t + \delta \otimes_{t-1} + \epsilon_t$$

mediante el test de Dickey-Fuller se testea si  $\gamma=0$

$$2) \otimes_t = \alpha + \gamma t + \delta \otimes_{t-1} + \epsilon_t$$

mediante el test t-Student se comprueba si  $\beta=0$

$$3) \otimes_t = \alpha + \beta \otimes_{t-1} + \delta \otimes_{t-1} + \epsilon_t$$

mediante el test de Dickey-Fuller se verifica si  $\gamma=0$

	1) $\gamma=0$ Valor crítico: -3,4739	2) $\beta=0$	3) $\gamma=0$ Valor crítico: -2,9029
COVERTESO	-5,3251	0,0130 P(0,4070)	-3,3403
NECFI2SA	-11,1193	-5,2235 P(0,0095)	-5,0265
SEREXPO1	-9,3038	0,0123 P(0,0001)	-5,6076

Del cuadro precedente se puede inferir que COVERTESO no presenta tendencia estocástica o determinística y que NECFI2SA Y SEREXPO1 tienen tendencia determinística.

### Test de Pesaran, Shin y Smith

Pesaran et al han propuesto un nuevo enfoque para testear la existencia de una relación de largo plazo en niveles entre una variable dependiente y un conjunto de variables independientes, cuando no se conoce con certeza el orden de integración de los regresores.

Los estadísticos subyacentes a este desarrollo son el F y el t usados para testear la significatividad de las variables rezagadas en niveles en una ecuación de corrección de errores.

Pesaran et al muestran que las distribuciones asintóticas de ambos estadísticos son no estándar bajo la hipótesis nula de que no existe una relación en niveles entre las variables incluidas independientemente de si los regresores son I(0) o I(1)

Los autores proveen dos conjuntos de valores críticos asintóticos para los casos polares: el primero asume que todas las variables son I(1), mientras que el segundo supone que todas son I(0). De este modo quedan delimitadas para cualquier clasificación, todas las posibilidades a partir de la combinación de esos valores límites. Si el estadístico computado cae fuera de la zona delimitada por aquellos valores, entonces se puede extraer una inferencia conclusiva sobre la relación de largo plazo independientemente si los regresores son I(0), I(1) o mutuamente cointegrados. No obstante, si el estadístico cae dentro del área delimitada, la inferencia sería inconclusa y se necesitaría conocer el orden de integración de los regresores.

Para realizar el test se estimó la siguiente ecuación:

$$\Delta EMBI - ARG = \alpha + \lambda EMBI - ARG_{t-1} + \beta W_{t-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta Z_{t-1} + \delta \Delta W_t + \epsilon_t$$

siendo  $Z_t = (\text{EMBI-ARG}, \text{Creci}, \text{Necfi2sat}, \text{Coverteso}, \text{DeudaPIB}, \text{Serexpo1t}, \text{Demadu}, \text{Liqsisx}, \text{UST30}, \text{Averiesg}, \text{RTI},)$   $= (\text{EMBI-ARG}, W_t)$ ;  $\alpha$  es un vector de parámetros.

La hipótesis nula es  $H_0 : \lambda = \beta = 0$

El número de rezagos óptimo fue 1 –de acuerdo con el mínimo criterio de Akaike- y por parsimonia, para no sobreparametrizar al modelo, se excluyeron las variables no significativas: Creci, Necfi2sat, DeudaPIB, Demadu, UST30 y Serexpo1t.

El resultado del test arrojó el siguiente valor de F

F = 5.283

dado que la distribución asintótica del estadístico F bajo la hipótesis nula es no estándar, se utilizó los valores críticos calculados por Pesaran et al. en la tabla C1.iii. Para k=5 regresores y un 5% de significatividad, esos valores son 2.62 –límite inferior cuando los regresores son I(0)- y 3.79 –límite superior cuando los regresores son I(1). Dado el valor del F estimado se concluye que puede existir una relación de largo plazo entre las variables independientemente de si están cointegradas, o son de distinto orden de integración.

### Tests de diagnóstico del modelo estimado

a. Test LM de correlación serial

Dado el valor del estadístico F obtenido se acepta la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de hasta cuarto orden.

Estadístico F = 0.94768 Probabilidad [0.4620]

b. Test de heterocedasticidad de White

Dado el valor del estadístico F obtenido se acepta la hipótesis nula de homocedasticidad.

Estadístico F= 0.2757 Probabilidad [0.997]

c. Test de normalidad de los residuos de Jarque-Bera

Dado el valor del estadístico Chi cuadrado se concluye que los residuos son normales

Estadístico Chi cuadrado = 2.3427 Probabilidad [0.3099]

d. Test RESET (Regression Specification Test)

Dado el valor de estadístico F se puede concluir que el modelo no presenta problemas de especificación funcional.

Estadístico F = 0.11129 Probabilidad [0.7404]

e. Test de constancia de los parámetros

Dado el valor del estadístico de Chow (estadístico F) se acepta la hipótesis nula de constancia de los parámetros para el período 1994:1 1999:12.

Estadístico F(10, 51) = 0.00028 Probabilidad [0.99]



## Referencias bibliográficas

- Ávila, Jorge "Riesgo Argentino y Ciclo Económico", Universidad del CEMA, 1998
- Barbone, L. Y L. Forni "Are markets learning? Behavior in the secondary market for Brady bonds", World Bank Working Paper Series, 1997.
- Calvo, G. y Mendoza (1995).....
- Calvo, G. Y C. Reinhart "Capital Flows to Latin America: is there Evidence of Contagion Effects", World Bank Policy Research Working Paper N. 1619, 1996.
- Cantor, R. and Packer, F. "Determinants and Impact of Sovereign Credit Ratings", FRBNY Economic Policy Review, October 1996.
- Cortigiani, Jorge L. y Dieguez, Martha Blanco de "Distribución Lineal de Series Económicas", Ensayos Económicos N° 6, junio 1978.
- Edwards, S. "The pricing of bonds and bank loans in International Markets", An Empirical Analysis of Developing Countries' Foreign Borrowing, European Economic Review, Vol. 30, 1986.
- Eichengreen, B. y A. Mody "What Explains Changing Spreads on Emerging Market Debt: Fundamentals or Market Sentiment?" NBER Working Paper N. 6408, 1998.
- Enders, Walter "Applied Econometric Times Series", 1<sup>st</sup> de., John Wiley & Sons, Inc., 1995.
- Fernández, Roque B. "Estimación de Indicadores Económicos de Corto Plazo Mensualización del Producto Bruto Industrial Argentino", Serie de Documentos de Trabajo N° 28, CEMA, septiembre 1981.
- Kamin, S. B. Y K. Von Kleist "The evolution and determinants of emerging market credit spreads in the 1990s", BIS Working Paper N. 68, May 1999.
- Kiguel, M. y Lopetegui, G. "Entendiendo el Riesgo País", Universidad del CEMA, Documento de Trabajo N° 125, diciembre 1997.
- Min, H. "Determinants of Emerging Market Bond Spread: Do Economic Fundamentals Matter?", World Bank, Working Paper Series N. 1899, 1998.
- Nogués, Julio y Grandes, Martín "Riesgo País: ¿Políticas Económicas, Contagio o Ruido político?", MEyOSP, noviembre 1999.
- Pesaran, M.H, Shin, Y., and Smith, R. "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships", 1999.

