

# monetaria

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

VOLUMEN XXVIII, NÚMERO 3, JULIO-SEPTIEMBRE

2005

# CEMLA

## ASAMBLEA

Bancos Centrales Asociados (*vox et votum*) y Miembros Colaboradores (*vox*)

JUNTA DE GOBIERNO, 2005-2007

**Presidente:** Banco Central de la República Argentina □ **Miembros:** Banco Central de Belice □ Banco Central de Brasil □ Banco Central de Costa Rica □ Banco de México (permanente) □ Banco Central de Reserva del Perú □ Banco Central de Venezuela.

AUDITORÍA EXTERNA  
Banco de México

## PERSONAL DIRECTIVO

**Director General:** Kenneth Coates □  
**Subdirector General:** José-Linaldo Gomes de Aguiar □ *Coordinadora Institucional de Capacitación:* Jimena Carretero Gordon □ *Coordinador Institucional de Programas y Reuniones Técnicas de Banca Central:* Fernando Sánchez Cuadros □ *Coordinador Institucional de Servicios de Información:* José de Jesús Sobrevilla Calvo.

# monetaria

VOLUMEN XXVIII, NÚMERO 3, JULIO-SEPTIEMBRE DE 2005

J. Rodrigo Fuentes San Martín  
Salvador Zurita Lillo

**223** La prima por riesgo de las acciones en mercados emergentes: el caso de Chile

Brigitte Desroches

**255** Explicación de cómo se transmiten los choques mundiales a los países de mercados emergentes: un análisis empírico

Diego Winkelried Quezada

**279** Tendencias comunes y análisis de la política monetaria en el Perú

*Los trabajos firmados son responsabilidad de los autores y no coinciden necesariamente con el criterio del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.*

***J. Rodrigo Fuentes San Martín***  
***Salvador Zurita Lillo***

# La prima por riesgo de las acciones en mercados emergentes: el caso de Chile

## I. INTRODUCCIÓN

La Prima por Riesgo de las Acciones (*ERP*, por sus siglas en inglés) se define como la diferencia entre el retorno o rendimiento esperado de las acciones comunes y los retornos de los títulos gubernamentales; por ejemplo, en Estados Unidos es práctica común computarlo con base en una letra de la Tesorería a un mes, o el bono de la Tesorería a 20 años. Esta es una definición general, pero en la práctica es importante distinguir entre los pronósticos condicionales a corto plazo de la prima de la acción, y las estimaciones del promedio incondicional (véase Constanti-

*Traduce y publica el CEMLA, con la debida autorización, el presente trabajo de J. R. Fuentes San Martín, del Banco Central de Chile, y S. Zurita Lillo, de la Universidad Adolfo Ibáñez. Este documento se presentó en la IX Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, con el título The Equity Risk Premium in Emerging Markets: The Case of Chile, auspiciada por el Banco Central de Costa Rica y el CEMLA, celebrada en San José, Costa Rica, del 1º al 3 de noviembre de 2004. Los autores agradecen a Carlos Maquieira, por las numerosas discusiones útiles y por suministrar estimaciones del rendimiento de los dividendos chilenos. Las opiniones y conclusiones presentadas en este documento son exclusivamente las de los autores, y no necesariamente reflejan la posición del Banco Central de Chile, ni de la Universidad Adolfo Ibáñez.*

nides, 2002).<sup>1</sup> Las estimaciones condicionales se basan en las pruebas de que la relación dividendo/precio y precio/ganancia pronostican los retornos agregados de las acciones; mientras que si la prima de las acciones es un proceso estacionario, el promedio histórico de largo plazo es un estimador insesgado de la prima incondicional de las acciones. Nuestro interés en este documento se centra en la prima incondicional y a largo plazo de las acciones.

Este parámetro es importante en muchas áreas de las finanzas; por ejemplo, cuando un administrador de cartera asigna activos, la decisión de cómo dividir una inversión financiera entre acciones y títulos de ingreso fijo dependen tanto de la *ERP* como de las diferentes características respecto al riesgo de los distintos tipos de activo. Asimismo, la *ERP* es un insumo crítico de las decisiones de planeación de las pensiones dentro de los planes de pensión de contribución definida: el nivel de los activos de pensión disponibles al retiro, y en consecuencia las pensiones futuras dependerán de la tasa de retorno de los activos de pensión a lo largo del tiempo, que a su vez dependen de la *ERP*. Un tercer ejemplo, que se puede mostrar, en las decisiones presupuestarias de capital a nivel corporativo, la *ERP* es un insumo del costo de capital, que es la tasa de descuento usada para computar el Valor Presente Neto de una inversión. Finalmente, en muchos países, incluido Chile, la *ERP* es un importante insumo en los cálculos del costo de capital, que resultan ser parte de la contribución para determinar los precios máximos de los bienes o servicios de los servicios públicos regulados.

Estimar la prima por riesgo de las acciones es, en general, una tarea difícil, pero en los mercados emergentes el desafío es simplemente formidable, por al menos dos razones. La primera es que, generalmente en los mercados emergentes, los investigadores tienen que enfrentar la falta generalizada de datos relevantes, particularmente las largas series que se necesitan para estudiar la prima de las acciones. Segunda, aun si la prima de las acciones mundial fuera estable, la prima por riesgo de las acciones de un mercado emergente puede cambiar a lo largo del

<sup>1</sup> Como Constantinides (*op. cit.*) argumenta, el pronóstico condicional del retorno y prima promedio de la acción a fines del siglo XX y comienzos del XXI son sustancialmente más bajos que las estimaciones del promedio incondicional. Esto puede verse por el valor de la relación precio/dividendo y precio/ganancia a comienzos del siglo XXI, los cuales están bastante por arriba de sus promedios históricos, los pronósticos de ganancias de los analistas y los informes Welch (2001) de la prima condicional (3.1 por ciento).

tiempo, a medida que su grado de integración a los mercados de capital mundial cambia.

La organización de este documento es como sigue. En la sección II se explora el desempeño histórico de las acciones y de las letras del gobierno a corto plazo en Chile. Como consecuencia de la carencia de series largas de datos históricos y de la endémica iliquidez de los mercados emergentes, con frecuencia los que se dedican a ello tienden a estimar la prima por riesgo de las acciones para un mercado emergente con base en alguna estimación de la prima en un mercado maduro. En la sección III, se revisan y se discuten las apreciaciones disponibles, así como las dificultades para producir estimaciones directas de la prima por riesgo de las acciones en una economía no desarrollada. Dado que muchos métodos se basan en una estimación de la *ERP* en un mercado maduro, como una especie de ancla para las estimaciones en un mercado emergente, y que la *ERP* en un mismo mercado maduro ha sido objeto de muchas discusiones e investigaciones recientemente, en la sección IV se revisa la literatura sobre la *ERP* en los mercados desarrollados. Finalmente, en la sección V se hace el resumen y la conclusión de los resultados.

## II. DESEMPEÑO HISTÓRICO DE LA *ERP* EN CHILE

El método tradicional consiste en tomar las series de tiempo más largas disponibles, y estimar el promedio de la muestra de la diferencia entre el retorno de mercado de una cartera diversificada y una tasa libre de riesgo (suponiendo que la *ERP* es estacionaria). El retorno de la cartera se estimó usando el Índice General de Precios de Acciones (IGPA). Este índice de precios incluye todas las acciones o valores que han sido negociados en un período específico de tiempo. Usar este índice como sustituto de la cartera de mercado es mejor que usar el Índice de Precios Selectivo de Acciones (IPSA), que incluye las 40 acciones que constituyen las transacciones más elevadas del mercado. El problema con este último índice es que está fuertemente influido por el precio de los servicios y, en consecuencia, no es un buen sustituto de una cartera bien diversificada.

Una de las limitaciones para trabajar con el IGPA es que el índice no está corregido por los dividendos.<sup>2</sup> De ahí que sea ne-

<sup>2</sup> Otro problema es que muchas de las acciones que componen el IGPA no se intercambian frecuentemente. Como resultado, según nos dijo un gerente de cartera institucional, no es posible invertir en el IGPA.

cesario corregir el índice para obtener un buen sustituto para el retorno de mercado. Así, el retorno de mercado en el período  $t$  ( $R_{mt}$ ) se definirá de la manera usual:

$$R_{mt} = \frac{p_{t+1} + d_{t,t+1}}{p_t} - 1$$

donde  $p_t$  es el precio de la cartera en el período  $t$ ,  $d_t$  representa los pagos por dividendos en  $t$ . El rendimiento del dividendo es definido como  $d/p$ .

Se necesita una tasa libre de riesgo para estimar la *ERP*. Nuestra primera elección es la tasa de interés pagada por un pagaré emitido por el Banco Central. Un candidato para vencimiento a corto plazo es la tasa de interés pagada por un pagaré a 90 días (llamado Pagaré Reajutable del Banco Central de Chile, PRBC).<sup>3</sup> Esta serie es relativamente corta, ya que estos pagarés sólo existen desde 1986. Por esa razón también usamos la tasa de interés de depósito a 90 días, que está disponible desde noviembre de 1976. Ambos tipos de instrumentos, PRBC y depósito a 90 días, se denominan en una unidad de cuenta indexada al Índice de Precios al Consumidor, llamada UF (unidad de fomento). Esta unidad de cuenta varía todos los días de acuerdo con la inflación del mes anterior. Por lo tanto, la variación del valor de esta unidad de cuenta desde el 10º día de cualquier mes al 9º día del mes siguiente, corresponde exactamente a la inflación del mes previo. Estas tasas de interés no son tasas de interés reales, pero están altamente correlacionadas con la tasa de interés real *ex post*. A fin de que se pueda comparar la tasa libre de riesgo con el retorno del mercado, también expresamos la variación del índice de precios de las acciones en términos de UF.

La *ERP* se estima usando datos anuales, para la comparación internacional. El cuadro 1 presenta algunas estadísticas descriptivas para el caso de dos definiciones de la tasa libre de riesgo. Como se muestra, para el período más largo (1977-2001), la *ERP* estimada es 17.35 (usando la tasa de depósito como sustituto de la tasa libre de riesgo). Si se utiliza el PRBC para el período de que tenemos datos, la *ERP* es 20.5%. Para hacerlo comparable, también informamos la *ERP* usando la tasa de depósito como libre de riesgo para el mismo período (1986-2001) y obtenemos 20.4 como promedio. La elección de la tasa libre de riesgo no importa para obtener la estimación de la *ERP*.

<sup>3</sup> Se trata de una medida de la *ERP* en horizonte corto; para horizontes más largos, un bono emitido por el Banco Central sería lo aconsejable.

**CUADRO 1.** ESTIMACIÓN DE LA PRIMA POR RIESGO DE LAS ACCIONES, 1977-2001

<i>Definiciones</i> <i>Períodos</i>	$R_m - I_{cap}$ 1977-2001	$R_m - I_{cap}$ 1986-2001	$R_m - PRBC$ 1986-2001
Promedio	0.1730	0.2039	0.2046
Mediana	0.1680	0.1746	0.1680
Máximo	1.1525	1.1547	1.1525
Mínimo	-0.4254	-0.3436	-0.3433
Desv. estándar	0.4116	0.3911	0.3903
Asimetría	0.6028	0.9243	0.9269
Curtosis	2.8860	3.4936	3.4974
Jarque-Bera	1.5889	2.4404	2.4559
Probabilidad	0.4518	0.2952	0.2929
<i>Observaciones</i>	25	16	16

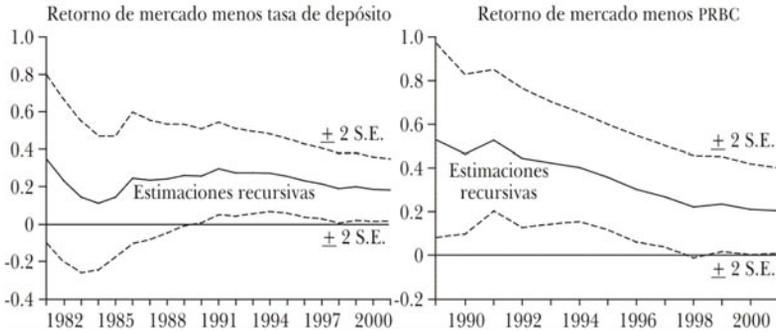
El valor estimado parece demasiado alto para los estándares internacionales.

Una importante característica de la *ERP* en Chile es la amplia fluctuación durante el período de muestra, de un mínimo de -42% a un máximo de 150%. La desviación estándar del promedio es 8.2% para la prima por riesgo sobre la tasa de depósito (1977-2001) y 9.8% sobre el PRBC, por lo que el intervalo de confianza de 95 para la *ERP* sobre el PRBC es (0.9% - 40.0%). La elevada desviación estándar demuestra que no podemos estimar una *ERP* más que con muy poca precisión. La hipótesis nula de normalidad no puede ser rechazada usando la prueba Jarque-Bera. Otra importante interrogación es si la prima por riesgo estimada es estable en el tiempo. Para responder a la pregunta se calcula la siguiente regresión:

$$R_{mt} - R_{\rho} = \alpha \quad t = 1, \dots, T$$

La  $\alpha$  estimada será igual al promedio de la muestra que aparece en el cuadro 1. A la  $\alpha$  estimada le aplicamos la estimación del coeficiente recursivo para comprobar la estabilidad. Las siguientes gráficas muestran esas pruebas para el PRBC y la tasa de depósito. La *ERP* estimada con la tasa de depósito parece razonablemente estable, mientras que en el caso de la estimación que usa el PRBC, la propiedad de estabilidad es dudosa. Las pruebas de CUSUM y la CUSUMSQX en algunos casos rechazan la hipótesis de estabilidad.

Estas pruebas tienen resultados contradictorios en la hipótesis de estabilidad. En consecuencia, aplicamos una tercera prueba que tiene una clara interpretación y resultado, que es la

**GRÁFICA I ESTIMACIÓN DE COEFICIENTES RECURSIVOS**

prueba Hansen.<sup>4</sup> Los valores computados para esta prueba aparecen en el cuadro 2. Conforme a ellos, la hipótesis de estabilidad nula no puede ser rechazada en ningún nivel por la *ERP* calculada usando la tasa de depósito. Sin embargo, para el caso del PRBC, la prueba rechaza la hipótesis de estabilidad al nivel de significación de 10 por ciento.

**CUADRO 2. PRUEBA DE ESTABILIDAD HANSEN PARA CADA ESTIMACIÓN DE *ERP***

Prima sobre:	Valor calculado de la prueba	Valor para rechazarla a 1%	Valor para rechazarla a 5%	Valor para rechazarla a 10%
Tasa de depósito	0.279	0.75	0.47	0.35
PRBC	0.431	0.75	0.47	0.35

En resumen, si suponemos que la tasa de depósito es un buen sustituto de la *ERP*, entonces el método tradicional provee una *ERP* estimada en 17.3%, que es razonablemente estable. Sin embargo, la estimación de esta *ERP* es muy imprecisa; a tal grado que el valor promedio estimado no puede ser considerado una estimación de la *ERP* chilena. El problema es que 24 años de datos dista de ser una serie lo suficientemente larga en cuanto a la estimación del retorno esperado de la cartera de mercado.

### III. ESTIMACIONES DE LA *ERP* DE UN MERCADO EMERGENTE

Los mercados emergentes no se comportan como los mercados

<sup>4</sup> Véase Johnston y DiNardo (1997).

maduros, y por lo tanto la prima de la acción en un mercado emergente no es necesariamente igual a la prima de un mercado maduro. Por ejemplo, Bekaert *et al.* (1997) observan que el modelo de fijación de precios de los activos de capital CAPM (del inglés Capital Asset Pricing Model) no explica los retornos del mercado emergente; cuando Polonia, una excepción, es eliminada de una muestra de 27 países en el período de julio de 1991 a junio de 1996, la  $R^2$  del modelo de regresión del mercado declina a 0%. Estos resultados contrastan con la evidencia empírica de los mercados maduros, donde el enfoque beta demuestra tener cierto valor.

Harvey (1991) prueba la versión condicional del modelo Sharpe-Lintner de fijación de precio de los activos de capital, para obtener una muestra de los mercados maduros, e informa que para la mayoría de los países (con la notable excepción de Japón, que según sugiere tal vez en el período de la muestra no estaba plenamente integrado), una sola fuente de riesgo parece describir adecuadamente, en un análisis de corte transversal de los distintos países, la variación de los retornos.<sup>5</sup> Existen razones que explican el diferente comportamiento en los retornos. El mismo autor, en un trabajo más reciente (2001) sugiere cuatro razones, todas las cuales se originan en violaciones de supuestos estándar del conocido modelo de fijación de precio del capital Sharpe-Lintner. Primero, el supuesto de un mercado perfecto implica, en finanzas internacionales, que los mercados están perfectamente integrados, lo que significa que el mismo activo de riesgo exige el mismo retorno esperado, sin tener en cuenta la ubicación geográfica (país); así, pues, el modelo puede fallar por la falta de integración de ciertos mercados emergentes. La intuición es la siguiente: considérese el caso extremo de un país completamente segmentado, donde los propios inversionistas locales tienen prohibido poseer títulos extranjeros, mientras que a los inversionistas extranjeros se les prohíbe la posesión de títulos locales. Si el CAPM se mantiene en ese país, los inversores locales conservan la cartera del mercado (local), y su interés es en la varianza de la cartera del país, no en su covarianza con los retornos mundiales. Además, en un caso menos polarizado, si los mercados están parcialmente integrados, los retornos esperados podrían reflejar cierta recompensa por la covarianza con los retornos del mercado mundial, así como

<sup>5</sup> En cierto número de estudios de los retornos accionarios de Estados Unidos, el tradicional CAPM ha sido puesto en duda, véase Fama y French (2002). Sin embargo, la evidencia internacional es más generosa con ese trabajo tradicional.

también cierta recompensa por la propia varianza del mercado.<sup>6</sup> Segundo, el CAPM presupone que los retornos siguen una distribución normal multivariada; sin embargo, Bekaert y Harvey (1997) informan que los retornos de los mercados emergentes son no normales en grado sumo; lo que es más, parecen tener más “riesgos a la baja” que los mercados maduros, puesto que son más vulnerables a una crisis aguda. Si a los inversores les desagrada una asimetría negativa (como parece ser el caso), es también importante la contribución del activo a la asimetría de la cartera, llamada coasimetría. Harvey (2000) presenta pruebas de que los mercados maduros no son afectados por la varianza de país y la coasimetría de país (consistente con la plena integración), pero estas variables agregan poder explicativo en los mercados emergentes, lo que sugiere que no están plenamente integrados. Tercero, los mercados perfectos implican que no hay costos de transacción, pero los honorarios y los costos de liquidez<sup>7</sup> son más elevados en los mercados emergentes que en los mercados desarrollados. Cuarto, puede que existan importantes asimetrías de información entre los inversores locales y extranjeros.

Nótese también que no son sólo las restricciones legales a los movimientos de capital las que limitan la integración del mercado, sino también las asimetrías de información (Michael Brennan y Henry Cao, 1997). El bien documentado “sesgo hacia las acciones locales” es consistente con esta visión de integración del mercado menos que completa. Una vez que se acepta este punto de vista, las menores posibilidades de diversificación de la cartera para los inversionistas locales en un mercado emergente, sugieren una más elevada *ERP* para estas economías. Varios autores reconocen esta relación entre un más elevado retorno y riesgo de mercado, incluidos Black (1976), Merton (1980), French, Schwert y Stambaugh (1987), Poterba y Summers (1988), Breen, Glosten y Jagannathan (1989), Turner, Startz, y Nelson (1991), Campbell y Hentschel (1992), y Glosten, Jagannathan y Runkle (1993).

Dadas las mencionadas evidencias sobre la integración parcial de los mercados emergentes, la prima por riesgo de las acciones debería ser más elevada para los mercados emergentes, pero ¿más alta en qué medida? La literatura en esta área conti-

<sup>6</sup> Véase el temprano trabajo de Errunza y Losq (1985), así como el más moderno modelo de Bekaert y Harvey (1995) sobre la variación de la integración del mercado.

<sup>7</sup> Muchos títulos sufren de un crónico comercio infrecuente, lo que hace poco confiables los datos de precios.

núa en la infancia, y los modelos usados por los autores son *ad hoc*. Discutiremos los modelos que usan.

### 1. El modelo internacional de fijación de precios de activos de capital

El modelo internacional CAPM supone una completa integración del mercado, de modo que hay un riesgo de precio global. Si el riesgo monetario es diversificable, el costo de la acción para la compañía  $j$  puede expresarse como:

$$k_j = r_f + \beta_{jw} \times ERP_w$$

donde  $r_f$  es el esperado retorno sobre el título libre de riesgo,  $\beta_{jw}$  representa el coeficiente beta para la compañía (con respecto a la cartera del mercado mundial), y  $ERP_w$  es el precio global del riesgo no diversificable; véase, por ejemplo, Solnik y McLeavey (2003).<sup>8</sup> El problema básico con esta formulación es que da por supuesta una integración perfecta de los mercados de capital, suposición que demuestra ser irrealista en los mercados emergentes. Por ejemplo, Harvey (1995) declara que no hay relación entre el retorno promedio y beta para los mercados emergentes, un resultado confirmado con una muestra de países más amplia por Erb, Harvey y Viskanta (1996). Por esta razón, el modelo mencionado más arriba tiende a subestimar la  $ERP$  en los mercados emergentes.

### 2. El modelo globalmente anidado de fijación de precio de activos de capital

Reelaborando a partir de un trabajo previo de Solnik (1991), Clare y Kaplan (1998) desarrollaron un modelo, que usaron para computar el costo de capital de cuatro mercados de capital latinoamericanos. El modelo está basado en el CAPM, pero incorpora dos fuentes de riesgo, riesgos específicos por región y por país, adicionalmente al riesgo global estándar del internacional CAPM. El modelo abarca el CAPM internacional previo, en el sentido de que cuando un país y su región en el mundo asociada se vuelven plenamente integrados a los mercados de capital mundiales, el modelo se colapsa para convertirse en la más

<sup>8</sup> Si el riesgo monetario es sistemático, la ecuación será también sensible para medir las exposiciones monetarias de las veces que el activo está en la prima por riesgo monetaria, véase Solnik y McLeavey (*op. cit.*, p. 153). La evidencia empírica sugiere que el riesgo monetario es mayormente diversificable.

familiar versión de un solo factor del CAPM, donde solamente se fija precio al riesgo global.

Para implementar el modelo, los autores necesitan conocer la *ERP* mundial. Usan el índice mundial Morgan Stanley Capital International (MSCI) como sustituto, pero las series históricas son demasiado cortas para proporcionar una buena estimación del promedio incondicional. De modo que los autores usan los datos Ibbotson en la *ERP* de Estados Unidos para inferir la *ERP* mundial. A fin de lograr esto, proceden a estimar un modelo de mercado, con los retornos de las acciones Estados Unidos como variable dependiente, y los retornos del MSCI mundial como variable independiente. La *ERP* mundial se obtiene como *ERP* de Estados Unidos dividido por el coeficiente beta, estimado en el paso previo.

Con objeto de probar la integración de una región particular a los mercados mundiales, se realiza una segunda regresión, con el retorno en exceso en la región  $k$  ( $k = 1, 2, \dots, K$ ) como variable dependiente, y el retorno mundial en exceso como variable independiente. Los autores consideran un coeficiente constante estadística y económicamente significativo, como evidencia de la falta de integración financiera a los mercados mundiales de capital para una región particular. Además, el valor anualizado de la constante representa la prima por riesgo regional residual, segunda prima por riesgo en la ecuación multifactorial del globalmente anidado CAPM.

La siguiente etapa implica la regresión del retorno en exceso de un país dado respecto al riesgo residual regional (estimado en el paso previo) y el retorno en exceso de la acción mundial. El riesgo residual de país se define como la diferencia entre la prima por riesgo país y la parte de la prima por riesgo país, explicada por factores regionales y mundiales. Si esta prima por riesgo residual de país es significativa (a la vez estadística y económicamente), entonces es que al menos cierta porción del retorno del mercado de acciones del país no está integrada ya sea al mercado de acciones mundial o al mercado de acciones regional a que pertenece el país. Los autores prueban el modelo para Argentina, Chile, Brasil y México, mediante el uso del índice latinoamericano MSCI como sustituto para el factor regional. En el caso particular de Chile, llegan a la conclusión de que los factores de país y regionales también son significativos.

### 3. El modelo diferencial de incumplimiento por país

Este modelo agrega un diferencial específico-país a un costo

de acción determinado mediante el uso de datos de Estados Unidos. Específicamente:

$$\begin{aligned} \text{Costo de acción} = & \text{riesgo} - \text{tasa libre}_{\text{EUA}} + \text{beta} \times \\ & \times (\text{prima por riesgo Estados Unidos}) + \\ & + \text{diferencial de incumplimiento} \end{aligned}$$

Donde la tasa libre de riesgo es la tasa de Estados Unidos, beta se computa con respecto a la cartera del mercado local, y el diferencial de incumplimiento mide la diferencia entre los bonos denominados en dólares emitidos por el país y la tasa de los bonos de la Tesorería de Estados Unidos. La intuición detrás de este modelo es que muchos de los factores que afectan el riesgo de incumplimiento en los mercados de bonos (estabilidad de la moneda del país, balances presupuestarios y comerciales estabilidad política, etc.) también influyen en el riesgo de las acciones.

Damodaran (2002) sugiere una forma ligeramente diferente para implementar este modelo. Argumenta que como los diferenciales de bonos son sumamente volátiles, y pueden cambiar de manera significativa sobre una base diaria, puede ser preferible computar el promedio de los márgenes de incumplimiento (*default spreads*) de todos los países en el mundo con la calificación (*rating*) especificada superior o menor a la tasa libre de riesgo (el promedio es menos volátil y más confiable para un análisis a largo plazo). También, como alternativa a las calificaciones de crédito (que tienden a rezagarse con respecto al mercado cuando es el momento de la revisión) es posible recurrir a medidas de riesgo mucho más comprensivas, las valoraciones crediticias desarrolladas por algunos servicios (como *The Economist*).

Como Damodaran reconoce, esta manera de abordar el problema tiene la falla de que, como las acciones son probablemente más riesgosas que los bonos, los diferenciales de incumplimiento probablemente subestiman las primas por riesgo de las acciones. Aunque en nuestra opinión existe un problema más fundamental con este modelo: que implícitamente da por supuesto que la *ERP* de un mercado emergente es igual a la *ERP* de Estados Unidos, suposición que el propio autor considera dudosa. Para analizar esto, supongamos que estamos interesados en computar el costo de la acción para el mercado local. En ese caso, el coeficiente de beta es 1 por definición, y dado que la tasa libre de riesgo local es igual a la tasa libre de riesgo de Estados Unidos más el diferencial de incumplimiento, la *ERP* lo-

cal iguala la *ERP* de Estados Unidos.<sup>9</sup> Por esta razón, también desechamos esta propuesta.

#### 4. El modelo de desviación estándar (DE) relativa

Este modelo, que compara una inversión en los mercados de acciones (países emergentes *versus* Estados Unidos), y aplica una prima a la *ERP* de Estados Unidos, formalmente define lo siguiente:

DE relativa del país  $X = (\text{DE del país } X / (\text{DE de Estados Unidos}))$

Esta desviación estándar se multiplica entonces por la prima de las acciones de Estados Unidos para obtener una medida de la prima por riesgo total para el mercado particular:

$$\begin{aligned} ERP \text{ del país } X &= ERP \text{ de Estados Unidos } \times \\ &\times \text{ DE relativa del país } X \end{aligned}$$

Con el fin de evitar sesgos causados por diferentes unidades de medida, las dos carteras deben expresarse en una moneda común, digamos el dólar. Damodaran (2002) reconoce que esta propuesta puede subestimar la *ERP* en un riesgoso, pero ilíquido mercado emergente, donde a causa de la falta de liquidez, la volatilidad estimada es baja. Por otra parte, dado que está enfocada al riesgo de varianza, puede que se enfatice demasiado la segmentación del mercado, tendiéndose a sobreestimar la *ERP* de un mercado emergente altamente volátil, pero parcialmente integrado.

#### 5. Los diferenciales de incumplimiento y el modelo de desviación estándar relativa

Este modelo, presentado por Damodaran (2002), compara una inversión en bonos *versus* acciones en el mismo mercado emergente, y requiere una prima para invertir en acciones. Arguyendo que la *ERP* del país debe ser mayor que el diferencial por riesgo de incumplimiento del país, Damodorán hace la siguiente propuesta para estimar la prima por riesgo del país:

<sup>9</sup> La presentación del autor no aclara por completo como se computa el coeficiente beta. Si en lugar de ello, fuera computada con respecto a un sustituto para la cartera del mercado de Estados Unidos, el resultado sería aún más irrazonable. Como la beta de la cartera de un mercado emergente con respecto al mercado de Estados Unidos es típicamente menos que 1, la *ERP* del mercado emergente sería más pequeña que la *ERP* de Estados Unidos.

$$\text{Prima por riesgo de país} = \text{Diferencial de incumplimiento de país} \times \frac{\sigma \text{ acción de país}}{\sigma \text{ bono de país}}$$

donde: prima por riesgo de país = (*ERP* para un mercado de economía menos desarrollada) - (*ERP* para un mercado maduro).

La relación de volatilidades puede ser computada para cada país, o con el uso del promedio global (manifestado por Damodaran en su página de internet).

## 6. El modelo de calificación de riesgo de país

Erb, Harvey y Viskanta (1995, 1996) desarrollaron un modelo basado en las calificaciones de crédito por país, que tiene la obvia ventaja de que puede ser aplicado a las economías sin los datos necesarios para computar el costo de una acción CAPM. El modelo usa las calificaciones de riesgo país publicadas dos veces al año por el Institutional Investor. El modelo más simple que toman en consideración es el modelo lineal, donde el retorno semestral en dólares de Estados Unidos para el país *j* en el tiempo *t*, se correlaciona con la calificación de crédito del país en el tiempo (*t*-1). El coeficiente de la pendiente se interpreta como la “recompensa por riesgo”, no específico a un país en particular, sino mundial.

Los autores expresan sus preocupaciones en cuanto a que la relación entre riesgo de crédito y retorno puede no ser lineal, puesto que si las calificaciones de crédito caen bastante, los retornos esperados pueden subir más rápidamente de lo que el modelo lineal sugiere. En el límite, en calificaciones de crédito muy bajas, puede ser que las multinacionales no consideren ninguna tasa de rentabilidad como aceptable para invertir. A fin de capturar no-linearidad potencial, proponen un modelo log-lineal, en el que los retornos semianuales están relacionados con el logaritmo natural de la calificación de riesgo de país para cada país, asimismo con rezago de un semestre. En ambos casos, el coeficiente de pendiente debe ser negativo, lo que quiere decir que una calificación de crédito más elevada está asociada con un retorno esperado más bajo.

Finalmente, con la intención de capturar diferencias en la recompensa por riesgo a lo largo de diferentes mercados, los autores consideran una versión aumentada del modelo log. En esta especificación, efectúan la regresión de los retornos de acciones de diferentes países contra el log de calificación riesgo país de los mercados desarrollado y emergente.

Erb *et al.* (*op. cit.*) manifiestan que (en contraste con los mercados desarrollados, y en forma consistente con estudios previos), no hay evidencia de una relación entre beta y los retornos esperados para los mercados emergentes. Los autores han hallado evidencia de no linealidad, la cual parece haber sido adecuadamente capturada en el modelo log (las principales diferencias se observan en la región de bajo riesgo de crédito). Por otra parte, la diferencia entre los coeficientes de pendiente para mercados emergentes y desarrollados es insignificante, y el coeficiente  $R^2$ , ajustado por el número de regresiones, es sólo ligeramente más alto con el modelo aumentado. Esto sugiere que el log del modelo lineal, con una sola recompensa por el riesgo de crédito, es el modelo que mejor se ajusta a los datos.

Dado que muchas propuestas resumidas más arriba se basan en una estimación de la *ERP* para un mercado maduro, en la siguiente sección pasamos revista a la literatura sobre este tópico para obtener una estimación de la *ERP* en un mercado maduro.

#### IV. LA *ERP* DE UN MERCADO MADURO: RESEÑA DE LA LITERATURA

Ibbotson & Associates dan a conocer anualmente los promedios históricos de la *ERP* para Estados Unidos; en el período 1926-2001 el promedio de la *ERP* frente a las letras de la Tesorería fue de 8.8%, con una desviación estándar de la media de 2.38%. Dado que la hipótesis nula de normalidad de la *ERP* no es rechazada por los datos, podemos decir que un intervalo de confianza de 95% para la *ERP* en horizontes cortos es (aproximadamente) de 4.14%-13.46%. Este enorme intervalo, aun con 75 años de datos, nos dice que las estimaciones son muy imprecisas, y subraya las dificultades encaradas al estimar la *ERP ex ante*. Asimismo, Dimson, Marsh y Staunton (2002) publicaron un libro titulado *Triumph of the optimists*, donde presentan 101 años (1900-2001) de retornos por inversiones de dieciséis países (incluido Estados Unidos); la media aritmética de la *ERP* con relación a las letras de la Tesorería según se informó, fue de 6.2%, con fluctuaciones desde un bajo 3.4% (Dinamarca) a un elevado 11.0% (Italia).<sup>10</sup>

<sup>10</sup> También dieron a conocer una *ERP* para bonos a 10 años, con un promedio global de 5.1% (aritmético) y una desviación estándar de 4.7%. Esta "prima por riesgo a diez años" oscilaba de 1.5% (Dinamarca) a 8.3% (Alemania).

Contribuyendo a la dificultad de la tarea, los datos históricos pueden contener dos problemas que ponen en duda la validez del promedio de la *ERP* como estimación de la *ERP ex ante*: no estacionaridad y sesgo de supervivencia. Si la *ERP* es no estacionaria, no hay razón para esperar que el futuro será como el pasado; y si la economía de Estados Unidos es un caso raro de economía exitosa, su desempeño *ex post* no es una indicación de lo que el futuro nos reserva.

La prueba del coeficiente recursivo aplicada a las series históricas de la *ERP* de Estados Unidos no consiguen rechazar la hipótesis nula de estabilidad. Por otra parte, hay variables correlacionadas con la *ERP ex post*, que varían con el tiempo. Por ejemplo, Fama y French (1988) hallaron que el rendimiento de los dividendos explica la *ERP ex post* sobre las letras de la Tesorería, medidos en horizontes de 1, 2 y 5 años después de la fecha en que se observó el rendimiento del dividendo.<sup>11</sup> Asimismo, Fama y French (1989) presentaron evidencia de que los retornos del mercado están negativamente correlacionados con el ciclo económico.<sup>12</sup> A pesar de esta evidencia, es muy probable que no tengan poder de predecir el *ERP ex ante* a largo plazo. Si el rendimiento del dividendo presenta reversión a la media (como parece ser), las estimaciones a largo plazo de la *ERP* deberían seguir siendo similares a la media histórica. El mismo argumento se aplica al ciclo económico.

Brown, Goetzmann, y Ross (1995) realizaron el primer estudio académico enfocado al sesgo de supervivencia en la *ERP*. En su modelo hay un nivel crítico de los precios de las acciones, por debajo de los cuales el mercado se colapsa y el intercambio se paraliza.<sup>13</sup> Como se esperaba, la *ERP* condicional basada en el hecho de que el mercado nunca ha llegado al nivel crítico es significativamente más elevada que la *ERP* incondicional. Con objeto de estimar la magnitud del sesgo de supervivencia, se establecieron parámetros similares a los de Estados Unidos: fijan

<sup>11</sup> Esta evidencia indirecta es consistente con una *ERP* no estable, pero la variación implicada en la *ERP* es más bien pequeña: movimientos de los rendimientos del dividendo entre las altas y bajas históricas implican solamente 1% de cambio por año en la *ERP*.

<sup>12</sup> Argumentan que esto sucede porque la utilidad marginal de otro dólar de consumo es mayor en las recesiones, de modo que los individuos necesitan esperar retornos más elevados, a fin de ser inducidos a privarse de consumir.

<sup>13</sup> Rusia, China, Alemania, y Japón han experimentado una o más grandes interrupciones (asociadas con grandes revoluciones internas, invasiones o importantes batallas perdidas) que impiden su inclusión en estudios a largo plazo. Esto contrasta con Estados Unidos, que a partir de 1926 (punto inicial en la base de datos de Ibbotson) ha venido más bien prosperando.

la *ERP* condicional en 8%, y hallan que es consistente con una *ERP* incondicional de 4%. El sesgo de supervivencia también subestima la volatilidad del mercado, ya que los resultados realmente malos no están presentes en la muestra.

La evidencia empírica presentada por Brown *et al.* (1995), basada en su modelo teórico es más bien no concluyente, pero en conjunto sugiere que el sesgo de supervivencia puede ser menos problema de lo que originalmente se pensó. Siegel (1998) calculó retornos de acciones comunes en el Reino Unido, Alemania, y Japón para el período 1926-1997. Encontró que el promedio geométrico de retornos reales de las acciones de Estados Unidos era más elevado que el promedio de las acciones alemanas en 0.6%, para las acciones británicas en 0.1%, y para las acciones japonesas en 3.8%;<sup>14</sup> considerando que los datos tanto de Japón como de Alemania habían sido condicionados por un colapso del mercado, ello sugeriría que la supervivencia no era un problema tan importante como se presentaba en Brown *et al.* (1995). Y aunque un estudio similar de Goetzmann y Jorion (1997) averiguó que las tasas reales de aumento en el precio (carecían de información sobre los dividendos) en Estados Unidos eran 3.5% más elevadas que la tasa mediana de los otros países, el más reciente trabajo de Dimson *et al.* (*op. cit.*) contradice su hallazgo, y muestra un cuadro diferente en su estudio de los retornos (incluidos dividendos) de 15 países en el período más largo de 1900-2001. Los países incluidos participaban con más del 87% de la actual capitalización del mercado mundial, y fueron también predominantes a comienzos del pasado siglo. Sus resultados muestran que el mercado de acciones en Estados Unidos no necesariamente supera el desempeño del mercado de acciones de los otros 15 países de la muestra;<sup>15</sup> lo que sugiere también que las inquietudes por el éxito y el sesgo de supervivencia pudieron haber sido exageradas.<sup>16</sup>

Otro camino que ha sido explorado para estimar la *ERP* consiste en producir estimaciones directas de la prima, es decir, es-

<sup>14</sup> El colapso del mercado japonés durante y después de la segunda guerra mundial fue mucho más amplio que en el caso de Alemania.

<sup>15</sup> En el período 1900-2000, 7 de los 15 países exhiben una *ERP* con relación a las letras (y con relación a los bonos) más elevada que Estados Unidos: Australia, Francia, Alemania (99 años ex- 1922/3), Italia, Japón, Suecia y el Reino Unido.

<sup>16</sup> Asimismo, en la muestra que principia en 1900, la *ERP* es más baja que los datos Ibbotson (que comienza en 1926). Brealey y Myers (2003) comentan que es difícil decir que período es más representativo de las futuras expectativas de los inversores, dado que la primera guerra mundial y sus consecuencias fueron atípicas en muchos sentidos.

timaciones no basadas en los antecedentes históricos, sino en los precios corrientes, esto requiere un modelo de los precios de las acciones. Según el Modelo de Descuento de Dividendos (MDD), el precio de las acciones iguala el actual valor de los pagos de dividendos esperados en el futuro. El retorno esperado corresponde al valor de  $k$  en la siguiente:

$$(1) \quad p = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E(d_t)}{(1+k)^t}$$

donde  $p$  es el precio de la cartera del mercado,  $d_t$  representa el valor de los dividendos,  $E(.)$  es el valor operativo esperado. Conociendo el esperado flujo de dividendos al contado es posible resolver el valor de  $k$ . El modelo Gordon ofrece un simple supuesto para proyectar el valor esperado de los dividendos, el cual es que los dividendos crecen a una tasa constante  $g$  hasta el infinito.<sup>17</sup> Bajo este supuesto la ecuación de más arriba puede escribirse como:

$$(2) \quad p = \frac{d_1}{k-g}$$

De modo que el esperado retorno de las acciones iguala el rendimiento de los dividendos corrientes más la tasa de crecimiento esperada del dividendo:

$$(3) \quad k = \frac{d_1}{p} + g$$

Nótese que el modelo Gordon proporciona el costo de capital esperado más bien que la *ERP*. Para obtener la *ERP* tenemos que sustraer la tasa libre de riesgo, parámetro que no se obtiene del modelo:

$$(4) \quad ERP = k - r_f$$

En este sentido, la estimación directa de la *ERP* suministra la estimación del retorno del mercado esperado y no la propia *ERP*. Esta diferencia es importante dado que empíricamente parece que el retorno del mercado esperado es más estable que la *ERP* (véase Grinblatt y Titman, 2002; Brennan, 1997),

<sup>17</sup> El modelo con una tasa constante de crecimiento hasta el infinito podría derivarse del modelo de valuación de la firma en Miller y Modigliani (1961). Este modelo establece que el valor de una firma que es financiada 100% con acciones es igual al valor presente de sus activos actuales, más los presentes valores de sus futuras oportunidades de inversión.

Dos supuestos clave son necesarios para derivar el modelo Gordon: *a*) La tasa de retorno de los nuevos proyectos es constante, y *b*) que en cada período la firma asigna una fracción constante de su ingreso operativo para financiar nuevas inversiones. Aún más, la ecuación (2) requiere que  $k > g$ , o bien el valor de la firma será negativo ( $k < g$ ) o infinito ( $k = g$ ). Por esta causa, en la práctica este modelo no se usa en el caso de firmas que están en la fase de crecimiento, sino en el caso de firmas consolidadas, que pagan dividendos significativos, relacionados con la utilidad de la firma.<sup>18</sup> El ejemplo clásico es una firma de servicios madura.

Así, la fórmula de arriba es aplicable a una firma específica, con ciertas características. Para aplicar este modelo a la economía en conjunto, se requieren supuestos todavía más fuertes (véase Apéndice 1).<sup>19</sup> Cornell (1999) aplica el MDD al mercado de Estados Unidos (S&P500), usando la mediana de los pronósticos de 2000 analistas, para un período de 5 años de pronóstico explícito. Del año 6 al 19, da por supuesto que la tasa de crecimiento converge linealmente a la tasa de crecimiento de largo plazo, que es igual al pronóstico promedio de la tasa de crecimiento (nominal) de la economía, proporcionada por dos firmas pronosticadoras. Esta tasa de crecimiento a largo plazo se supone que prevalece desde el año 20 en adelante. Usando esta apreciación, Cornell estima un promedio, ponderado con el valor, del costo de capital de 11.26%, lo que implica una prima de 5.77% frente a las letras y de 4.53% frente a los bonos, significativamente menos (económicamente) que los promedios históricos (aunque no estadísticamente diferente, a un nivel de significación de 5%). Finalmente, existen incluso problemas adicionales para aplicar este modelo a una economía emergente, que discutiremos en la siguiente sección.

Con objeto de evitar el pronóstico de dividendos del todo, Kaplan y Ruback (1995) estimaron las primas de acción con base en información proporcionada por los compradores en 51 transacciones altamente apalancadas, que se completaron en el período 1983-1989. Los autores tuvieron acceso al precio pagado en cada caso, y también a los pronósticos de flujo de efectivo desarrollados por los compradores. Kaplan y Ruback (*op. cit.*) usaron el CAPM para inferir la prima por riesgo de mercado a

<sup>18</sup> De otro modo los analistas tienden a favorecer el modelo de flujo de efectivo libre (que no requiere proyectar la iniciación de las fechas del dividendo para fijar el precio de las acciones).

<sup>19</sup> Nota del editor: el Apéndice 1 se puede consultar en [www.cemla.org](http://www.cemla.org).

partir del costo de la acción para cada trato; la *ERP* promedio se estimó en 7.78%. Claro que esta estimación puede estar afectada por una tendencia a inflar los flujos de efectivo (tal vez debido a juicios optimistas, o por el incentivo estratégico de asegurar el financiamiento de la deuda); o la más elevada *ERP* usada puede también reflejar primas de liquidez, aunque sigue siendo interesante que su estimación basada en el flujo de efectivo de la *ERP* es notablemente similar a la histórica *ERP* frente a los bonos (7.4% en los datos Ibbotson).

Otra estimación directa de la *ERP*, suministrada por Siegel, se centra en los rendimientos de las ganancias (en lugar de los rendimientos de los dividendos), definidos como ganancias por acción divididas entre el precio de la acción, que son una estimación del retorno real de las acciones a largo plazo. En 1998, después del mercado alcista más largo en la historia de Estados Unidos, su coeficiente cayó por debajo de 4% por primera vez en la historia de la posguerra; lo cual implica (si el argumento se sostiene) estimaciones de la *ERP* de 5.5% sobre las letras de la Tesorería y de 3.75% sobre los bonos de la Tesorería a largo plazo.

Desde una perspectiva teórica, la *ERP* histórica presenta una paradoja, en el sentido de que tiene un orden de magnitud mayor de lo que el paradigma neoclásico estándar de la economía financiera puede explicar (véase Mehra y Prescott, 1985). Básicamente, en la teoría neoclásica, el precio de los activos se fija de tal manera que la pérdida en utilidad marginal mediante el sacrificio del consumo corriente y la compra de ciertos activos iguala la ganancia en utilidad marginal esperada como resultado de un incremento en el consumo cuando el activo se pague en el futuro. Usando la teoría estándar, Mehra y Prescott (*op. cit.*) demostraron que, dado que las acciones y bonos se pagan en aproximadamente los mismos estados de naturaleza, deben tener una tasa de retorno similar, y en consecuencia la prima por acción debe ser pequeña (alrededor de 1% anual). De hecho, con ciertos supuestos simplificadores (no manifestados en el documento original), Mehra (2003), muestra que la prima por riesgo por acción puede ser descrita como:

$$(5) \quad \ln E[R_e] - \ln R_f = \alpha \sigma_c^2$$

donde  $R_e$  es el retorno de la acción,  $R_f$  es la tasa de interés libre de riesgo,  $\alpha$  es el coeficiente de la aversión al riesgo relativa, y  $\sigma_c^2 = \text{var}(\ln C)$  es la varianza de la tasa de crecimiento compuesta continuamente del consumo per cápita. Básicamente, dado que

la tasa de crecimiento compuesta es muy estable ( $\sigma_c^2 = 0.00125$ ) y el coeficiente de aversión al riesgo es menor que 10 [como varios estudios citados en Mehra (*op. cit.*)] indican, la prima por riesgo de la acción frente a las letras de la Tesorería, consistentes con el modelo, es de un orden de magnitud de 1%, mucho menos que el promedio histórico de 100 años, y por ello; la “paradoja de la prima por riesgo de la acción”.

Hay excelentes estudios sobre la extensa literatura relacionada con la paradoja de la prima por riesgo de la acción; véase, por ejemplo, Campbell (1999), Constantinides (2002), y Mehra (2003); nuestro propósito aquí consiste en destacar las distintas tendencias. La investigación para explicar la paradoja ha seguido dos diferentes cauces, modificaciones del precio *Kernel*, representado solamente por el parámetro de aversión al riesgo  $\alpha$  en la ecuación simplificada de arriba,<sup>20</sup> y los esfuerzos (se reconoce que menores) para mejorar la medida del riesgo de los títulos representados por la varianza de log del consumo per cápita en la ecuación previa ( $\sigma_c^2$ ).

Un importante ejemplo de la investigación sobre la fijación de precios del riesgo es Epstein y Zin (1991), los que indican que el supuesto implícito de Mehra y Prescott (*op. cit.*) es que el coeficiente de aversión del riesgo está restringido a la recíproca de la elasticidad de la sustitución intertemporal, lo que implica que si un agente es adverso a la variación del consumo en diferentes estados de naturaleza, lo será también en el tiempo (y no hay razón para que así sea). La implicación práctica de esta característica de la función utilidad asumida en Mehra-Prescott es que, puesto que el consumo crece con el tiempo (en las series históricas), los individuos tienen pocos incentivos para ahorrar, lo que implica una baja demanda de bonos, y en consecuencia una tasa libre de riesgo elevada (contrariamente a la evidencia histórica). Para resolver este problema, Epstein y Zin (*op. cit.*)

<sup>20</sup> Otras dimensiones del precio *Kernel* incluyen la prima de liquidez y los impuestos. Por ejemplo, Bansal y Coleman arguyen que las letras de la Tesorería (y activos parecidos a los monetarios) pueden incluir un componente de servicio de transacción, en su retorno, de modo que la prima de la acción, podría en parte ser una prima de liquidez (no solamente una prima por riesgo). De la misma manera, si los hogares tienen la liquidez como motivo para mantener una deuda, los retornos de bonos serían bajos, y la resultante prima de la acción sería grande. McGrattan y Prescott sugieren que la amplia reducción de las tasas de impuestos sobre el ingreso individual, y la creciente oportunidad de buscar refugio contra los impuestos al ingreso después del período de la segunda guerra mundial, condujo a duplicar los precios de las acciones entre 1960 y 2000 en Estados Unidos, y este incremento en los precios por acción llevó a retornos *ex post* mucho más elevados en las acciones que en la deuda.

sugieren una clase de funciones de utilidad más general, que denominan “utilidad esperada generalizada”, que permite una parametrización independiente del coeficiente de aversión al riesgo y de la elasticidad de sustitución intertemporal. Con este modelo más general, un alto coeficiente de aversión al riesgo no implica que los agentes suavizan el consumo a lo largo del tiempo. Este modelo puede reproducir primas de la acción más elevadas, sin hacer implausible el supuesto acerca de los parámetros de aversión al riesgo, y por lo tanto mejora la paradoja de la *ERP*. Siguiendo similar línea de trabajo, Constantinides (1990) incorpora la persistencia del hábito en la función de utilidad. Esta razonable característica de modelos de preferencias en los que la utilidad depende no sólo del consumo corriente (como en el modelo tradicional), sino también del consumo pasado, refleja la idea de que la gente se acostumbra a un nivel de vida. Formalmente, la función de utilidad se define como:

$$(6) \quad U(c) = E \left[ \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \frac{(c_{t+s} - \lambda c_{t+s-1})^{1-\alpha}}{1-\alpha} \right], \quad \lambda > 0$$

donde  $\lambda$  es un parámetro que captura el efecto del consumo pasado. Con estas preferencias, el agente se vuelve extremadamente adverso al riesgo de consumo, aún cuando su aversión al riesgo sea pequeña. Para pequeños cambios en el consumo, los cambios en la utilidad marginal pueden ser grandes. Esta aversión inducida al riesgo de consumo, incrementa la demanda de bonos reduciendo por lo tanto la tasa libre de riesgo y en consecuencia aumentando la prima de las acciones. Matemáticamente, la media de la prima de la acción es igual a la covarianza del crecimiento del consumo con retornos por acciones, divididos por la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo. Dada la aversión al riesgo, la persistencia de hábitos hace que decline esta elasticidad y por lo tanto eleva la prima de la acción. Una variante de esta apreciación consiste en definir la utilidad del consumo con relación al consumo promedio per cápita (mantenerse al mismo nivel que los González), como en Abel (1990). Otra variante consiste en incorporar la posibilidad de una recesión, es decir, una importante baja económica, como variable de estado. Campbell y Cochrane (1999) desarrollan este argumento, mostrando en un modelo con persistencia de hábito externo, que la aversión al riesgo de los inversores se eleva dramáticamente cuando se incrementa la probabilidad de recesión; así, el modelo puede generar una prima por riesgo elevado. Específicamente, modelan la función de utilidad mediante:

$$(7) \quad U(C_t) = [C_t - X]^{1-h}$$

donde  $X$  representa el acostumbrado estándar de vida que depende de pasados consumos. En su modelo, la aversión al riesgo efectiva depende de hasta dónde el consumo corriente se ha desviado de su nivel habitual:

$$(8) \quad \alpha = \frac{h \times C_t}{C_t - X}$$

Dado que la aversión al riesgo se acrecienta cuando el consumo es bajo (en las recesiones), genera una demanda precautoria por bonos que contribuyen a bajar la tasa libre de riesgo.<sup>21</sup> Estos modelos han tenido éxito para explicar las bajas tasas de interés (la paradoja de la tasa de interés), y han tenido cierto éxito al explicar la paradoja de la prima de la acción.

Dos ejemplos de la segunda línea de investigación, que busca una mejor medida del riesgo de los valores son obra de Constantinides, Donaldson y Mehra (2002) y Longstaff y Piazzesi (2003). En tanto que el trabajo original de Mehra-Prescott limitaba a que los dividendos agregados a ser iguales al consumo agregado, el hecho es que resulta crucial modelar los flujos de efectivo por separado, puesto que históricamente los flujos de efectivo corporativos han sido mucho más volátiles (y sensibilizados a la economía) de lo que ha sido el consumo agregado.

El trabajo de Constantinides, Donaldson y Mehra (2002) hace esta importante distinción, descompone el consumo en la suma de salarios e ingreso por acciones. También proponen un modelo de generaciones superpuestas o traslapadas, con inversores heterogéneos por su edad, por oposición a un temprano trabajo sobre la prima por riesgo por acción que supone inversores homogéneos.<sup>22</sup> Los consumidores pasan por tres perío-

<sup>21</sup> Reitz (1988) ha propuesto como solución la paradoja de una muy pequeña probabilidad (1%) de una grandísima caída en el consumo (25%) para reconciliar la prima de la acción con un parámetro de aversión al riesgo de 10. Infortunadamente, las tasas de interés no se han movido, para reflejar una razonable probabilidad de un desastre histórico (una guerra nuclear, por ejemplo).

<sup>22</sup> Probablemente relajar el supuesto de que los inversores homogéneos parecía carente de perspectiva, ya que los riesgos idiosincrásicos carecen de precio en el mercado. No todos los riesgos específicos son, sin embargo, diversificables. Por ejemplo, el capital humano es riesgoso, y puede resultar difícil diversificarlo. Heaton y Lucas (1996) dan por supuesto que el riesgo capital humano no puede ser asegurado por los trabajadores, y muestran que los riesgos asociados con el ingreso por trabajo pueden explicar hasta una buena mitad de la observada prima por ries-

dos: un período de adquisición de capital humano, en el que el consumidor recibe una baja dotación de ingreso; un período de empleo en que el consumidor recibe ingreso de su trabajo, sujeto a una amplia incertidumbre; y un período de retiro, en que el agente se retira y consume los activos acumulados en el segundo período. El rasgo clave es que el futuro ingreso de los jóvenes consumidores se deriva de sus salarios obtenidos en la edad madura, en tanto que el futuro ingreso de los consumidores en esa edad madura se deriva de sus ahorros en acciones y bonos. Esto implica que el riesgo de mantener acciones y bonos se concentra en manos de los ahorradores de edades maduras. Los jóvenes, que deberían tener acciones (ya que para ellos es menos riesgoso) no pueden hacerlo, a causa de los impedimentos para solicitar préstamos, dado que el capital humano no es garantía de grandes préstamos en las economías modernas (por razones de riesgo moral y selección adversa). Así, al precio de las acciones sólo contribuyen los inversores de edad madura (para quienes la acción es más riesgosa), por lo que la prima por acción es alta.

Longstaff y Piazzesi (2003) también exploran las implicaciones de permitir que los flujos de efectivo difieran del consumo agregado. Esto permite que los dividendos agregados difieran del consumo agregado. Empíricamente, la fracción de ingreso por trabajo en la producción es contracíclica, ya que los contratos de trabajo proporcionan un seguro contra el riesgo de ciclo económico; de ahí que la fracción de ingresos corporativos en producción (y consumo) sea fuertemente procíclica. Longstaff *et al.* (*op. cit.*) incorporan esta evidencia modelando dividendos agregados como un pequeño, pero altamente volátil y procíclico componente del consumo agregado. Los dividendos agregados y el consumo siguen diferentes procesos exponenciales de difusión (afines con saltos), que capturan no sólo los (acostumbrados) pequeños choques económicos, sino también la posibilidad de raros, catastróficos y grandes choques económicos. De las condiciones de primer orden del agente representativo, los autores derivan una expresión simple para la prima por riesgo de la acción, que es una generalización de la ecuación Mehra-Prescott (5):

---

go de la acción. Infortunadamente, su modelo también predice que las tasas de interés son tan volátiles como los retornos por acciones, lo que es inconsistente con los datos. De la misma manera, Constantinides y Duffie (1996) indican que suponer que la varianza del riesgo idiosincrásico (por ejemplo, asociada al capital humano) está correlacionada con el mercado, pues la gente se vuelve renuente a conservar acciones, y requieren una mayor prima por riesgo para ser inducidos a conservarlas.

$$(9) \quad ERP = \alpha\sigma_c^2 - \lambda J_\lambda J_p + \alpha H \rho \sigma_c \sigma_F$$

donde (como antes)  $\alpha$  = parámetro de aversión al riesgo; y  $\lambda$  = probabilidad de un salto (choque grande, catastrófico);  $\sigma_c$ ,  $\sigma_F$  = la instantánea volatilidad de los cambios de porcentaje en el consumo y la fracción de ingresos corporativos, respectivamente,  $J_\lambda$  = el salto en porcentaje en la utilidad marginal,  $J_p$  = el salto en porcentaje del precio de las acciones, y  $H$  = la elasticidad de los precios de las acciones con respecto a  $F$ . Esta ecuación significa que la prima por acción implicada en el modelo tiene tres componentes. El primer término,  $\alpha\sigma_c^2$  corresponde a la prima de la acción implicada por la investigación original de Mehra-Prescott (véase ecuación 5), que puede considerarse el componente de la prima por riesgo de consumo. El segundo componente refleja el efecto del salto en el precio de equilibrio de la acción. Los signos de los términos  $J_\lambda$ ,  $J_p$ , son opuestos: un choque negativo a los dividendos baja el precio, pero reduce el consumo, y por ello eleva la utilidad marginal del consumo (dada la aversión al riesgo); de ahí  $-\lambda J_\lambda J_p > 0$ . El segundo término puede interpretarse como una prima por riesgo evento, o el componente de salto en la prima por acción; nótese que modelar por separado flujos de efectivo corporativo y del consumo hace que el salto en el consumo difiera en tamaño del salto en los dividendos.<sup>23</sup> El tercer término en la ecuación de arriba refleja la covarianza entre crecimiento del consumo y los cambios de porcentaje en la fracción de ingresos corporativos. Si damos por supuesto (como en Mehra-Prescott, *op. cit.*) que los dividendos son una fracción constante del consumo,  $\sigma_F = 0$ . Este tercer término representa la prima por riesgo corporativo, y Longstaff y Piazzesi (2003) sugieren que esto es con mucho la parte más importante de la prima por riesgo de la acción. Usando las volatilidades de consumo históricas de Estados Unidos y la fracción corporativa de 3% y 30%, respectivamente, este componente puede ser del orden de 4.5%. Sumando estos tres componentes, la prima por acción estimada sería de  $0.45 + 0.52 = 4.50\% = 5.47\%$ , lo cual claramente resulta el esperado orden de magnitud.

<sup>23</sup> Los autores proponen un interesante ejemplo. Supongamos que una catástrofe como la gran depresión ocurre una vez cada 100 años en promedio ( $\lambda=0.01$ ), lo que resulta (como ocurrió en Estados Unidos) en una caída de 10% en el consumo, y una declinación de 75% en el mercado de acciones. Esto es consistente con una prima por riesgo evento de 0.52%, superior a la prima por riesgo por consumo, calculada en 0.45%, con una aversión al riesgo de 5 y una volatilidad de consumo de 3 por ciento.

## V. ESTIMACIONES DE LA ERP EN EL MERCADO CHILENO Y CONCLUSIONES

Al igual que en la sección previa, ha habido muchas discusiones con respecto a la *ERP ex ante* para mercados maduros. El promedio histórico de la *ERP* para Estados Unidos, comunicado por Ibbotson&Asociados, usando S&P500 como sustituto para la cartera de mercado, y los bonos de la Tesorería a 20 años de vencimiento (horizonte largo) fue de 7.42% en el período 1926-2001, (Ibbotson&Asociados, 2002). Extendiendo las series hacia atrás, el promedio declina a 7.0%; como puede verse en el cuadro 3, que reporta las primas de acciones históricas para 16 países en el período 1900-2001 (Dimson *et al.*, 2002). Aunque los autores reconocen que la calidad de los datos no es homogénea en la muestra, y esperan mejorar la calidad de sus computaciones en futuras ediciones,<sup>24</sup> es probablemente el estudio más comprehensivo disponible en los retornos históricos obtenidos por los mercados financieros mundiales. El promedio histórico de la *ERP* sobre los bonos a largo plazo, para la mayoría de las economías desarrolladas fue de 5.6 por ciento.

**CUADRO 3**

<i>País</i>	<i>Media aritmética (%) (relativa a los bonos a largo plazo)</i>
Alemania (excluidos 1922-23)	8.0
Australia	4.8
Bélgica	6.0
Canadá	3.3
Dinamarca	7.0
España	9.9
Estados Unidos	4.6
Francia	8.4
Irlanda	10.3
Italia	6.7
Japón	7.1
Países Bajos	4.2
Reino Unido	7.4
Sudáfrica	4.2
Suecia	5.6
Suiza (desde 1911)	7.0
<i>Mundo</i>	5.6

FUENTE: Dimson *et al.* (*op. cit.*), p. 173.

<sup>24</sup> Hay ciertos problemas en las estimaciones hechas por Dimson *et al.*, problemas que no son compartidos por los datos de Ibbotson.

Con respecto al importante aspecto de la *ERP* esperada (en contraste con la histórica), ha habido una gran variedad de opiniones, tanto en práctica académica como profesional. Welch (1998) publicó los resultados de una investigación de 112 profesores de economía financiera, con relación a sus estimaciones de la prima por riesgo progresiva a largo plazo. La estimación promedio de la *ERP* fue de 6%, demasiado elevada, según arguyó Welch; y en realidad, en una subsecuente versión de la encuesta (2001, no publicada) el promedio fue más bajo. A fin de mostrar la variedad de opiniones acerca de la *ERP* en la profesión financiera, reproducimos parte del cuadro 2 de Welch (2001), que resume las respuestas de 476 profesores de finanzas y economía. Las respuestas fluctuaban de 0% (no hay prima de la acción) a 25% al año! El promedio aritmético es de 5.5%, menor que el de Estados Unidos (7%), pero casi el mismo que el promedio de la acción mundial (5.6%) durante los últimos 101 años. Es posible ver en la literatura financiera parte de esta dispersión de opiniones con relación “al parámetro más importante en finanzas”. Por ejemplo, Dimson *et al.* sugieren un rango entre 4-5% para la perspectiva (aritmética) de la *ERP*, que la sitúa por debajo del promedio en el estudio de Welch. Brealey y Myers (2002) sugieren una *ERP* promedio entre 6-8.5% para Estados Unidos, con lo cual demuestran ser más optimistas que el profesor promedio en la investigación de Welch; y lo mismo hacen la mayoría de los libros de texto líderes en finanzas, incluidos los de Bodie, Kane y Marcus (1999).

**CUADRO 4.** CONSENSO SOBRE PRONÓSTICOS DE PROFESORES DE FINANZAS Y ECONOMÍA AL MES DE AGOSTO DE 2001 (en porcentaje)

Pronósticos	Media aritmética	Desviación estándar	Percentiles				
			Min	Q1	Mediana	Q3	Máx (%)
Pronóstico de prima por acción a 30 años	5.5	2.7	0	4	5	7	25

Como hemos mencionado en la sección III, hay un número de modelos *ad hoc* usados en la práctica para estimar la *ERP* en los mercados emergentes. No tomamos en cuenta el modelo internacional de fijación de precio de activos de capital, dado su sólido supuesto de perfecta integración de mercado, y la evidencia empírica presentada, en el sentido de que el coeficiente de riesgo sistemático beta carece de poder explicativo en cuanto

a los retornos promedio de las acciones en mercados emergentes (en contraste con los mercados maduros). Por la misma razón, no consideramos el modelo diferencial de país, el cual da por supuesto que la prima por riesgo de la acción en los mercados desarrollados y emergentes es igual.

Las estimaciones para varios países del Modelo Globalmente Anidado de Fijación de Precio de Activos de Capital, y el Modelo de Riesgo de Crédito/País son proporcionadas anualmente por Ibbotson&Asociados, de donde citamos su última estimación (2002) para Chile.<sup>25</sup> Sus modelos reportan el retorno del mercado esperado para cada país en dólares, de modo que a fin de obtener una estimación de la *ERP* necesitamos sustraer la tasa de interés en dólares. En nuestro caso, el bono gubernamental de mayor plazo emitido por Chile en dólares era el bono soberano, con vencimiento en 2012, cuyo rendimiento promedio durante 2002 fue de 6.33%. Claro que esta tasa es más baja hoy día, pero usamos el promedio de 2002, con objeto de ser consistentes con el período de estimación usado por Ibbotson & Associates.

Adicionalmente, proporcionamos estimaciones de la *ERP* chilena basadas en el modelo de desviación estándar relativa. En este caso, se usa IPSA como sustituto para el mercado chileno, aunque no es tan diversificado como el IGPA. Nuestra motivación para esta elección es la misma preocupación general expresada por Damodaran (2002) al discutir este modelo, que debido al limitado comercio, la volatilidad histórica del retorno en el mercado chileno puede estar subestimada. Esta preocupación es particularmente importante en el caso de Chile, conocido como uno de los mercados menos líquidos del mundo.<sup>26</sup> Enfrentamos una elección similar en el caso del modelo diferencial por incumplimiento y del modelo de desviación estándar relativa. El promedio del diferencial por incumplimiento, estimado con los títulos de la Tesorería, fue de 1.37% (estimación para la que se usaron datos diarios para el período que va del 8 de enero de 2003 al 16 de diciembre del mismo año).

<sup>25</sup> Sin embargo, es importante recordar que Ibbotson & Associates pueden basar su estimación de la prima de la acción de un mercado maduro en sus propios datos para Estados Unidos (7.4%), estimación más elevada que la que estamos usando (5.5 por ciento).

<sup>26</sup> El gerente de un fondo común de inversión dijo recientemente que el IGPA no constituye una cartera disponible para la inversión, precisamente a causa de esta falta de liquidez. Cuando se calculan coeficientes beta, se dispone de metodologías para explicar este sesgo inducido por la falta de datos sincrónicos (por ejemplo, Dimson), pero no en el caso de desviaciones estándar.

Empero, la volatilidad del bono/país es muy pequeña en Chile (5.2%), lo que implica una relación de volatilidad de la acción de país/volatilidad bono de país, de 4.42. Es muy probable que la baja volatilidad también refleje un mercado muy estrecho o limitado para el bono soberano. Por esta razón, calculamos en su lugar la relación de las volatilidades por su promedio mundial, tal como las reportó Damodaran en su página web (1.5). El cuadro 5 formula nuestras estimaciones para la *ERP* chilena en bonos a largo plazo, dando por supuesto una *ERP* para mercado maduro de 7.4% (para que sean comparables como las estimaciones proporcionadas por Ibbotson & Associates); asimismo las computamos para los valores de intervalo sugeridos por Brealey y Myers (6% y 8.5 por ciento).

**CUADRO 5** (en porcentajes)

<i>Modelo</i>	<i>ERP implícita de Estados Unidos</i>	<i>ERP chilena</i>
Calificación de crédito por país (Modelo Log) <sup>a</sup>	n/a	8.9
Calificación de crédito por país (Modelo lineal) <sup>a</sup>	n/a	10.1
CAPM globalmente anidado <sup>a</sup>		9.0
Desviación estándar relativa	7.40	10.5
Diferencial por incumplimiento + Desviación estándar relativa	7.40	9.5
Desviación estándar relativa	6.00	8.5
Diferencial por incumplimiento + Desviación estándar relativa	6.00	8.1
Desviación estándar relativa	8.50	12.1
Diferencial por incumplimiento + Desviación estándar relativa	8.50	10.6

FUENTES: Cálculos propios. Salvo <sup>a</sup>, que procede de Ibbotson & Associates (2002b), presuponen una tasa de interés libre de riesgo para la economía chilena de 6.33% en dólares de Estados Unidos.

Como puede verse en el cuadro 5, las estimaciones de la *ERP* chilena para bonos a largo plazo, varían desde un bajo 8.9% (con el uso del modelo de calificación de riesgo por país en forma log) y un elevado 12.1% si suponemos una *ERP* de 8.50% para la economía de Estados Unidos, y utilizamos el modelo de desviación estándar relativa.

Como observación final, nos gustaría señalar que muchas de

las razones dadas para una estimación baja de la *ERP* en economías maduras no se aplican a un mercado emergente. Por ejemplo, los académicos que están a favor de una baja en la estimación de la *ERP* en la economía de Estados Unidos, generalmente tienden a depender de las estimaciones directas de *ERP*, basadas en el modelo de descuento de dividendos, que supone una tasa de crecimiento constante de los dividendos (el modelo Gordon), bien desde el principio o en una fecha no muy lejana. Este supuesto puede ser razonable para una economía madura, pero ciertamente no es apropiada para una economía en desarrollo. La literatura sobre el crecimiento económico sugiere la convergencia hacia las (bajas) tasas de crecimiento de las economías desarrolladas, una vez que la economía converge hacia el estado estable, es decir, una vez que se vuelve desarrollada. Esto implica que una economía en desarrollo, como Chile deberá atravesar por un período (tal vez largo, véase por ejemplo la experiencia de los llamados tigres asiáticos) de crecimiento “supernormal”, asistida por la transferencia de tecnología por parte de los países desarrollados, antes de que converja hacia una tasa de crecimiento constante a largo plazo. Como segundo ejemplo, una de las razones esgrimidas para una *ERP* de 0% en Estados Unidos es la presencia del riesgo de inflación,<sup>27</sup> así como el argumento de que las acciones proveen un mejor resguardo contra la inflación que los bonos a largo plazo; claramente este argumento no se aplica a Chile, dado que el mercado local de bonos está plenamente indizado.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abel, Andrew B. (1990), “Asset Prices under Habit Formation and Catching Up with the Joneses,” *American Economic Review*, vol. 80, pp. 38-42.
- Bekaert, Geer, Claude Erb, Campbell Harvey y Tadas Viskanta (1997), “The Cross-Sectional Determinants of Emerging Equity Market Returns”, en Peter Carman (ed.), *Quantitative Investing of the Global Markets: Strategies, Tactics, and Advanced Analytical Techniques*, Glenlake Publishing, Chicago, pp. 221-72.

<sup>27</sup> El colapso del patrón oro dio por resultado (un nuevo) riesgo de inflación en las economías monetarias, que estuvo acompañado por una reducción del riesgo de recesión (en que los bonos generalmente se desempeñan mejor que las acciones); ambos efectos hacen que decrezca la atracción de los títulos de ingreso fijo nominal.

- Bekaert, Geert, Robert J. Hodrick y David A. Marshall (1997), "The implications of first-order risk aversion for asset market risk premiums", *Journal of Monetary Economics*, vol. 40, pp. 3-39.
- Bekaert, G., y C. Harvey (1995), "Time-varying world market integration", *Journal of Finance*, vol. 50, pp. 403-44.
- Black, F. (1976), "Studies of stock price volatility changes", en *Proceeding of the 1976 Meetings de la American Statistical Society*, Sección de Estadísticas de Economía y Negocios, pp. 177-181.
- Bodie, Zvi, Alex Kane y Alan J. Marcus (1999), *Investments*, 4ª edición, Irwin/McGraw Hill.
- Brealey, Richard A., y Stewart C. Myers (2002), *Principles of corporate finance*, Mc Graw Hill.
- Breen, G. y R. Jagannathan (1989), "Economic significance of predictable variations in stock index returns", *Journal of Finance*, vol. 44, nº 4, pp. 1177-89.
- Brennan, Michael, y Henry Cao (1997), "International portfolio investment flows", *Journal of Finance*, vol. 52, nº 5, pp. 1851-1880.
- Brown, Goetzmann, y S. Ross (1995), "Survival", *Journal of Finance*, vol. 50, nº 3, pp. 853-873.
- Campbell, J. Y., y J. H. Cochrane (1999), "By force of habit: a consumption-based explanation of aggregate stock market behavior", *Journal of Political Economy*.
- Campbell, J. Y., y L. Henshel (1992), "No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns", *Journal of Financial Economics*, vol. 31, nº 2, pp. 281-318.
- Constantinides, George (2002), "Rational Asset Prices". *Journal of Finance*, vol. 57, nº 4, pp. 1567-591,
- Constantinides, George M. (1990), "Habit formation: A resolution of the equity premium puzzle", *Journal of Political Economy*, vol. 98, pp. 519-43.
- Constantinides, George, John Donaldson y Rajnish Mehra (2002), "Junior can't borrow: A new perspective on the equity premium puzzle", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, pp. 269-96.
- Constantinides, George, y D. Duffie (1996), "Asset pricing with heterogeneous consumers", *Journal of Political Economy*, vol. 104, nº 2, pp. 219-40.
- Cornell, Bradford (1999), *The equity risk premium*, John Wiley & Sons, Inc.
- Damodaran, Aswath (2002), *Investment Valuation*, John Wiley & Sons, Inc.

- Dimson, Elroy, Paul Marsh y Mike Staunton (2002), *Triumph of the optimists*, Princeton University Press.
- Epstein, L., y S. Zin (1991), "Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption growth and asset returns II: An empirical analysis", *Journal of Political Economy*, vol. 99, pp. 263-286.
- Erb, C., Campbell R. Harvey y Tadas Viskanta (1995), "Country credit risk and global portfolio selection", *Journal of Portfolio Management*, invierno, pp. 74-83.
- Errunza, V., y E. Losq (1985), "International asset pricing under mild segmentation: theory and test", *Journal of Finance*, vol. 40, pp. 105-24.
- Fama, Eugene, y Kenneth R. French (1998), "Dividend yields and expected stock returns", *Journal of Financial Economics* vol. 96, pp. 246-73.
- French, K., W. Schwert y R. Stambaugh (1987). "Expected stock returns and variance", *Journal of Financial Economics*, vol. 17, nº 1, pp. 5-26.
- Glosten, L. R., R. Jagannathan y D. E. Runkle (1993), "On the relation between the expected value and the variance of the nominal excess return on stocks", *Journal of Finance*, vol. 48, nº 5, pp. 1779-801.
- Goetzmann, W., y P. Jorion (1997), *A century of global stock markets*, NBER (Working Paper, nº 5901).
- Grinblatt, Mark, y Sheridan Titman (2002), *Financial markets and corporate strategy*, segunda edición, McGraw Hill.
- Harvey, Campbell R. (1991), "The World Price of Covariance Risk," *Journal of Finance*, vol. 46, pp. 111-57.
- Harvey, Campbell R. (2001), "Asset Pricing in Emerging Markets," en Orley Ashenfelter (ed.), *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*, Elsevier Science Limited, pp. 840-45.
- Heaton, John, y Deborah J. Lucas (1996), "Evaluating the effects of incomplete markets on risk sharing and asset pricing", *Journal of Political Economy*, vol. 104, nº 2, pp. 443-87.
- Ibbotson & Associates (2002), *Stocks, bonds, bills, and inflation*. Valuation Edition.
- Ibbotson & Associates (2002b), "International Cost of Capital Report".
- Johnston, Jack, y John Dinardo (1997), *Econometric Methods*, 4ª edición, McGraw-Hill.
- Kaplan, S., y R. Ruback (1995), "The Valuation of Cash Flow Forecasts: An Empirical Analysis", *Journal of Finance*, vol. 50, pp. 1059-1093.

- Longstaff, Francis, y Monika Piazzesi (2003), *Corporate earnings and the equity premium*, NBER (Working Paper, n° 10054).
- Mehra, R. (2003), "The equity premium: why is it still a puzzle?", *Financial Analysts Journal*, enero-febrero, pp. 54-69.
- Mehra, R., y E. Prescott (1985), "Equity Premium: A puzzle", *Journal of Monetary Economics*, vol. 15, pp. 145-61.
- Merton, Robert (1980), "On estimating the expected return on the market: an exploratory investigation", *Journal of Finance Economics*, vol. 8, n° 3, pp. 323-61.
- Miller, M., y F. Modigliani (1961), "Dividend Policy, Growth and the Evaluation of Shares", *Journal of Business*, vol. 34, n° 4, pp. 411-26.
- Poterba, J. M., y L. H. Summers (1986), "The persistence of volatility and stock market fluctuations", *American Economic Review*, vol. 75, n° 5, pp. 1142-151.
- Siegel, J. J. (1998), *Stocks for the long run*, 2a. edición, Irwin, Nueva York.
- Solnik, Bruno H., y Dennis W. McLeavey (2003), *International Investments*, 5ª edición, Addison Wesley.
- Turner, C. M., R. Startz y C. R. Nelson (1989), "A Markov model of heteroskedasticity, risk and learning in the stock market", *Journal of Financial Economics*, vol. 25, n° 1, pp. 3-22.
- Welch, Ivo (2000), "Views of financial economists on the equity premium and on professional controversies", *The Journal of Business*, vol. 73, pp. 501-37.
- Welch, Ivo (2001), *The equity premium consensus forecast revisited*, Universidad de Yale (Documento de trabajo).

***Brigitte Desroches***

# Explicación de cómo se transmiten los choques mundiales a los países de mercados emergentes: un análisis empírico

## I. INTRODUCCIÓN

La comprensión de los ciclos económicos constituye el primer paso en el diseño de políticas de estabilización apropiadas (Lucas, 1977). Un hecho estilizado central de los datos internacionales es que cuando la producción de un país queda por encima (por debajo) de su tendencia, la producción de muchos otros países tiende también a estar por encima (por debajo) de su tendencia. Este es el hecho estilizado esencial de un ciclo económico internacional. Ningún país está aislado de la economía mundial y los choques externos se están volviendo cada vez más importantes. En el contexto de la creciente globalización de los últimos años, la cuestión de cómo reaccionan

*El CEMLA traduce y publica, con la debida autorización, el documento de B. Desroches, del Departamento Internacional, del Banco de Canadá, en Ottawa, Ontario, Canadá. Este trabajo se presentó en la IX Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, celebrada en San José, Costa Rica, del 1º al 3 de noviembre de 2004. La autora agradece a Ehsan Choudhri, Jeannine Bailliu, James Haley, Robert Lafrance, Larry Schembri, David Tessier, al Banco de Canadá y a los participantes en el seminario de la Asociación Económica Canadiense sus útiles comentarios y sugerencias. Las opiniones expresadas, así como los errores u omisiones, son responsabilidad de la autora. Correo electrónico: bdesroches@bankofcanada.ca.*

diferentes países a distintos choques se ha vuelto un tema de importancia creciente.

El estudio del co-movimiento o integración es también importante porque sus resultados pueden guiar la política en una era de creciente globalización. En este documento se evalúa el grado en que las fluctuaciones económicas en los países de mercados emergentes (ME) son causadas por choques que se originan en los países industrializados, mediante la identificación de los canales de transmisión del ciclo económico.

Asimismo, este artículo busca documentar las fuentes de las fluctuaciones macroeconómicas en los países de ME (con énfasis en Asia y América Latina). Para ello mide la importancia relativa de los choques internos y externos. Los estudios previos, típicamente, incluyeron únicamente a los países industrializados. Aunque no hay razón *a priori* para pensar que los ciclos económicos se transmiten en forma distinta ya sea a los países industrializados o bien a los de ME, puede que haya diferencias interesantes en la forma en que los países de ME importan las perturbaciones de los ciclos económicos. Si se extraen conclusiones generales de los países de ME se podría ayudar a los formuladores de política a diseñar unas políticas más apropiadas para estos países. Por ejemplo, nuestra intención es mejorar nuestra comprensión de la importancia relativa de los diferentes choques que inducen las fluctuaciones de la producción y del tipo de cambio en los países de ME. En forma consistente con el modelo Mundell-Fleming, medimos dos vínculos específicos que podrían transmitir una crisis o choque de un país a otro: un choque del producto real mundial y un choque de la tasa real de interés mundial. Con objeto de evaluar si las discrepancias en la transmisión de los choques entre países se deben a estructuras económicas diferentes o al régimen de tipo de cambio, dividiremos los países de nuestra muestra en grupos. Las agrupaciones consideradas son la región a la que pertenece el país, la apertura comercial, el régimen de tipo de cambio y los flujos de capital.

Con ello este trabajo contribuye a la literatura en tres frentes. Primero, se usan las características del país, a fin de determinar la fuente de las respuestas divergentes a los choques en los distintos países de ME. Segundo, la muestra considerada contiene 22 países de mercados emergentes, una cifra considerablemente mayor que la típicamente encontrada en la literatura.<sup>1</sup> Por úl-

<sup>1</sup> Por ejemplo, Hoffmaister y Roldós (1996) examinan el caso de Brasil y Corea, Kydland y Zarazaga (1997) analizan el caso de Argentina, y Rodríguez-Mata (1997) pasa revista a las fluctuaciones en Costa Rica.

timo, se abordan las variables mundiales como exógenas, por considerar que todos los países de ME son pequeñas economías abiertas.

El resto del documento se organiza como sigue. La sección II pasa revista a la literatura relevante. La sección III presenta el marco empírico, y la IV provee detalles de los datos y la especificación del modelo. La sección V resume los resultados y presenta las diferentes agrupaciones. Las conclusiones corresponden a la sección VI.

## II. RESEÑA DE LA LITERATURA

Existe una literatura sustancial sobre la transmisión de los ciclos económicos. Asimismo, la idea de que las fluctuaciones en la actividad económica del sur es en gran parte causada por choques que se originan en el norte, se estudia extensamente en la literatura tradicional norte-sur. El argumento básico es que las economías sureñas se especializan en la producción de bienes primarios y consecuentemente dependen de las norteñas para su abastecimiento en bienes manufacturados y la demanda de sus productos primarios. Por ejemplo, Kouparitsas (1996) elabora un modelo de equilibrio general del comercio norte-sur, y encuentra que el mismo contiene un fuerte mecanismo para la transmisión de los ciclos económicos de una región a otra. De hecho, el 70% de la variación en el consumo del hemisferio meridional es causada por el producto agregado del norte en este modelo.

El marco empírico que se usa con más frecuencia en la literatura es una versión de una pequeña economía abierta del modelo de vector estructural autorregresivo (*structural vector autoregression*, SVAR) propuesto por Blanchard y Quah (1989). El modelo SVAR añade restricciones económicas a un modelo que de otra manera sería estadístico, para identificar las fuentes de las fluctuaciones macroeconómicas. Los SVAR se utilizan ampliamente puesto que representan el marco apropiado para observar la transmisión de los choques. Usando este marco, los autores identifican los choques relevantes y describen la respuesta del sistema a los mismos mediante al análisis de los impulsos respuestas (el mecanismo de propagación de los choques), así como las descomposiciones de varianza.

Usando el marco empírico descrito más arriba, Hoffmaister y Roldós (1997) comparan los ciclos económicos en Asia y América Latina utilizando datos de panel. Confirman así los hechos estilizados que han sido encontrados en la economía de Estados

Unidos durante previos estudios: la fuente principal de las fluctuaciones de producción son los choques de oferta interna, incluso en el corto plazo.<sup>2</sup> Los factores externos contribuyen aproximadamente con el 20% de los movimientos de la producción. Hoffmaister y Roldós también llegan a la conclusión de que en América Latina los choques externos (particularmente los choques de tasa de interés mundial),<sup>3</sup> así como los choques de demanda afectan las fluctuaciones de producción más que en Asia.

Otros estudios se enfocan en el análisis de las características estilizadas de las fluctuaciones macroeconómicas. Por ejemplo, Agénor *et al.* (2000) han encontrado que existen muchas similitudes entre las fluctuaciones macroeconómicas en los ME y países industrializados, así como importantes diferencias. Algunos de los estudios se centran en hechos estilizados específicos y después construyen modelos teóricos que pueden duplicar esos hechos. Los documentos representativos incluyen el trabajo de Kydland y Zarazaga (1997) sobre Argentina, y el análisis de fluctuaciones en Costa Rica de Rodríguez-Mata (1997). En todos los estudios, se observa que los países industrializados tienen un significativo impacto sobre las economías de los ME. Por ejemplo, un estudio presentado en el *World Economic Outlook* (FMI, 2001) muestra que un cambio de uno por ciento en el crecimiento de los G-7 va asociado con un cambio de 0.4 por ciento en el crecimiento de los países en desarrollo. Asimismo, sus resultados revelan que una caída de uno por ciento en las tasas de interés reales del mundo se transfiere como un incremento de 0.3% en el desarrollo de los países de ME. Sin embargo, la mayoría de los estudios basados en hechos estilizados van enfocados a las correlaciones incondicionales entre distintas variables (tales como producción, tipos de cambio, y precios). En este marco, las correlaciones incondicionales pueden ser pequeñas, puesto que promedian los efectos de los diferentes tipos de choques. Es importante, en consecuencia, desarrollar y estimar un modelo estructural.

### III. MARCO EMPÍRICO

Esta sección presenta el marco empírico que se usa en este estudio. En el pasado, los investigadores, casi siempre seguían el

<sup>2</sup> Conclusiones similares se obtienen en Hoffmaister y Roldós (1996), en sus análisis de Brasil y Corea.

<sup>3</sup> Esto es consistente con el importante papel asignado a los choques de tasas de interés mundiales por Calvo, Leiderman y Reinhart (1994).

enfoque de vector estructural autorregresivo (SVAR), tal y como lo propusieron Blanchard y Quah (1989).<sup>4</sup> La metodología es útil porque se basa en restricciones a largo plazo que se originan en la teoría económica. Sin embargo, en estos estudios, las dinámicas a corto plazo no tienen restricciones. El marco empírico escogido para este estudio difiere, por lo tanto, en que trata los agregados mundiales como exógenos. En consecuencia, los países de ME no ejercen impacto en las variables mundiales ni a largo ni a corto plazos.

Nuestro modelo empírico nos permite calcular la importancia de los choques externos con relación a los internos, para explicar las fluctuaciones macroeconómicas en los países de ME. Los agregados mundiales se tratan como exógenos y las variables internas de los países de ME se tratan como endógenas. Los choques extranjeros se identifican mediante el supuesto de pequeña economía. Las consecuencias de usar tal marco son que no se permite a las variables internas afectar a los agregados mundiales ni en el corto ni el largo plazos. Ese marco resulta realista, ya que el análisis considera a los países de mercados emergentes.

La forma estructural del modelo es la que se señala en la siguiente ecuación:

$$(1) \quad A_0 y_t = (B_0 x_t + A_1 y_{t-1} + u_t)$$

donde  $x_t$  es un vector de variables exógenas (es decir, producto real mundial y tasas de interés,  $y_t$  es un vector de variables endógenas (es decir, producto real interno, tipo de cambio real, precios internos).  $A_0$  representa las relaciones contemporáneas entre las variables,  $A_1$  es una matriz de orden finito y polinomio rezagado, y  $u_t$  es un vector de perturbaciones. El modelo estructural mencionado más arriba no es directamente estimable. Sin embargo, una forma reducida se obtiene multiplicando la ecuación (1) por  $A_0^{-1}$ :

$$(2) \quad y_t = (A_0^{-1} B_0 x_t + A_0^{-1} A_1 y_{t-1} + A_0^{-1} u_t)$$

$$(3) \quad y_t = (C_0 x_t + C_1 y_{t-1} + e_t)$$

donde las  $e$  son las innovaciones de forma reducida con media cero y  $E[ee'] = \Omega$ .

La ecuación (3) puede usarse para obtener la representación de la media móvil del vector:

<sup>4</sup> Esta metodología fue propuesta también por Shapiro y Watson (1988) y extendida a las grandes economías abiertas por Clarida y Gali (1994).

$$(4) \quad y_t = \sum_{i=0}^{\infty} C_1^i C_0 x_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} C_1^i e_{t-i}$$

donde  $C_1^i = A_0^{-1} A_1$  y  $C_0 = (A_0^{-1} B_0)^i$ .

Los impulsos-respuestas analizados son los señalados a continuación:

$$(5) \quad \frac{\partial y_t}{\partial x_t} = C_0 \quad \text{y} \quad \frac{\partial y_t}{\partial x_{t-i}} = C_0 C_1^i$$

A lo largo de este artículo, los impulsos-respuestas trazan la respuesta de los valores corrientes y futuros de cada una de las variables en un incremento de una unidad en el valor corriente de las variables exógenas.

#### IV. DATOS Y ESPECIFICACIÓN DEL MODELO

Con el fin de analizar las fuentes y fluctuaciones del tipo de cambio real y de la producción real per cápita en los países de ME, se examinan varias especificaciones del modelo situado más arriba. Esta sección describe los datos usados, así como la especificación del modelo de referencia.

##### 1. Fuentes de datos

Los datos consisten de observaciones anuales desde 1970 a 2002 para 22 países de ME, entre ellos se consideran 13 economías latinoamericanas y 9 asiáticas (véase la lista por países en el apéndice A). La mayor parte de las series de datos se han tomado de las *Estadísticas Financieras Internacionales*, del Fondo Monetario Internacional: *i*) la producción interna per cápita se mide como producto interno bruto a precios de 1995 (línea 99b dividida por 99bipzf);<sup>5</sup> *ii*) el tipo de cambio real se calcula como precio relativo de bienes no comerciables, en términos de bienes comerciables, aproximados por la relación del IPC (línea 64) dividido por el producto del tipo de cambio nominal (línea rf) y el IPP (índice de precios a la producción) (línea 63) de Estados Unidos;<sup>6</sup> el nivel de precios internos se mide por medio del IPC.

Las economías del G-7 se usan como aproximaciones de los

<sup>5</sup> La información referente a la población se tomó de la base de datos del Banco Mundial, línea SP.POP.TOTL.

<sup>6</sup> Este tipo de cambio real basado en el consumo se usa por muchos autores, por ejemplo, Hoffmaister (1997).

agregados mundiales. El PIB real mundial es una suma de las economías G-7 (línea 99b.czf/99birzf. convertida en dólares estadounidenses que usan la línea rf.zf...h de las *Estadísticas Financieras Internacionales*). La tasa de interés mundial es un promedio de los países del G-7 (tasa de las notas de la Tesorería, línea 60c).<sup>7</sup> Las ponderaciones variables en el tiempo que se usan en este promedio se basan en la parte que corresponde a cada país en el PIB real total. La tasa de interés real se obtiene mediante la sustracción de la inflación del IPC de la tasa de interés de cada uno de los países del G-7.

## 2. Propiedades de las series de tiempo

Las técnicas de modelado usadas suponen que todas las series son estacionarias, que los niveles de estas series son no cointegrados. Estos supuestos encuentran apoyo en los datos. Las pruebas Aumentadas Dickey-Fuller (ADF) se llevan a cabo en todas las series<sup>8</sup> para todos los países de la muestra, y no fue posible rechazar la nulidad de una raíz unitaria.<sup>9</sup> Sin embargo, parece que a primera diferencia de estas series es estacionaria. De la misma manera, la prueba Johansen de cointegración sugiere que no hay evidencia de cointegración (no se rechaza la hipótesis nula de vectores de cero cointegración ( $r = 0$ )).<sup>10</sup>

## 3. Especificación del vector de autorregresión variable (VAR)

Los choques en nuestro modelo se ajustan perfectamente a los procesos de transmisión en el marco Mundell-Fleming. En consecuencia, los más importantes canales a través de los cuales se transmiten los choques son el producto real mundial y la tasa de interés real. Esto constituye la base para el análisis que se da a continuación.

La especificación del modelo de referencia es como sigue. El vector de las variables endógenas incluye la primera diferencia del logaritmo de la producción per cápita real, así como la primera diferencia del logaritmo del tipo de cambio real para cada

<sup>7</sup> Los datos para Japón proceden de la base de datos del BPI (Banco de Pagos Internacionales).

<sup>8</sup> El PIB real mundial, la tasa real de interés mundial, el PIB real país, y el tipo de cambio real.

<sup>9</sup> Hay tres excepciones. Se rechaza la nulidad de una raíz unitaria en el tipo de cambio real para Bangladesh, Tailandia y Filipinas. Sin embargo, la misma especificación se impondrá a todos los países.

<sup>10</sup> Los resultados están disponibles con la autora.

uno de los 22 países de ME. Con base en el Criterio de Información Akaike [Akaike (1973)] y el Criterio Schwarz [Schwarz (1978)], se incluyen dos rezagos de cada variable endógena en el VAR. Asimismo, el VAR incluye dos variables exógenas: el producto real mundial y la tasa real de interés mundial. La primera diferencia de estas series se incluye contemporáneamente en el modelo.

Por cada país que forma parte de la muestra, el modelo ya mencionado se construye a fin de comprender cómo se transmiten los choques desde las economías industrializadas a las de ME. Además, para comparar la respuesta a los choques de los países de ME con la respuesta de los industrializados, se usará el mismo marco empírico para un grupo de control compuesto de países industrializados que son pequeñas economías abiertas (Canadá, el Reino Unido y Australia). Por lo tanto, se podrá evaluar si la respuesta a los choques de los países de ME es diferente a la de pequeñas economías industrializadas abiertas, un análisis que no se incluyó en estudios previos.<sup>11</sup>

## V. RESULTADOS

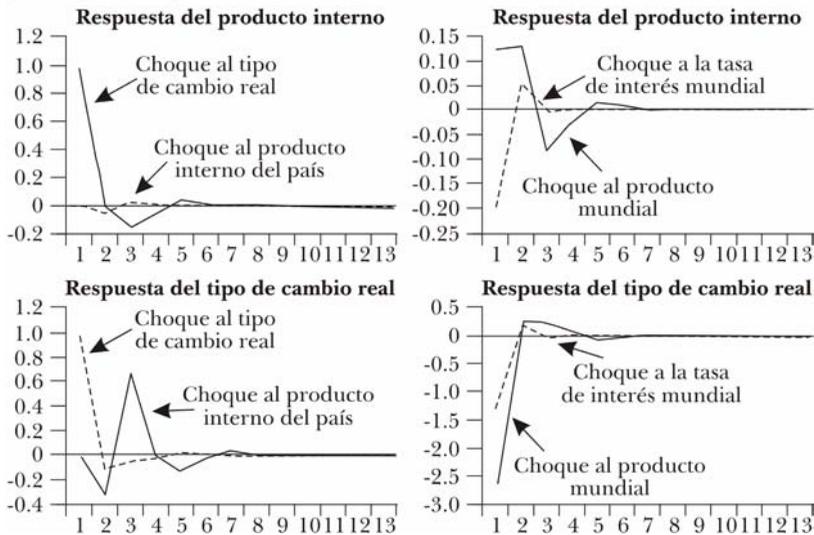
Esta sección describe las funciones de impulso respuesta obtenidas con el modelo de referencia y los contrasta con los resultados para el grupo de control. A continuación se comparan diferentes agrupaciones. La última parte de la sección constituye la avenida más prometedora para comprender las discrepancias en la respuesta de las variables internas a los choques externos. Finalmente, se lleva a cabo un análisis de sensibilidad.

### 1. El modelo de referencia

A fin de evaluar la respuesta de las variables internas a los choques mundiales resentidos por diferentes países de ME, se usan las funciones de impulso-respuesta. Este dispositivo descriptivo representa la reacción de cada variable a los choques en las distintas ecuaciones del sistema. A través de los 22 países, como la respuesta de las variables internas es diferente, fue imposible observar un patrón claro. Únicamente pueden extraerse dos conclusiones generales y las mismas se ilustran en las grá-

<sup>11</sup> Otros estudios se han enfocado en los países industrializados, pero hasta donde sabe la autora, no existe un estudio que analice la transmisión de los choques de los países industrializados y de ME en el mismo marco empírico.

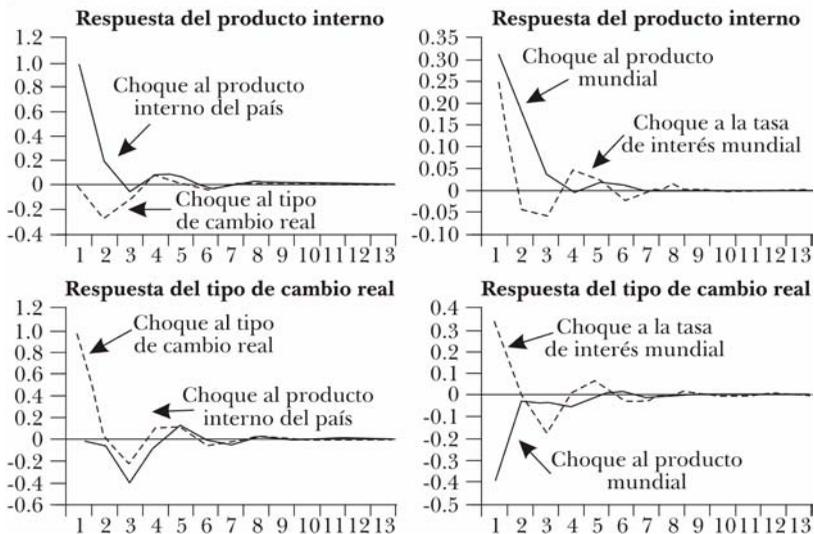
**GRÁFICA I. ARGENTINA**



ficas I y II, con Argentina y Tailandia. Primero, las variables internas (producción real per cápita y tipo de cambio real) responden de manera similar a los choques internos a lo largo de la muestra. Segundo, para una fracción sustancial de la muestra, el impacto inicial de un choque interno es mayor que el de un choque mundial.

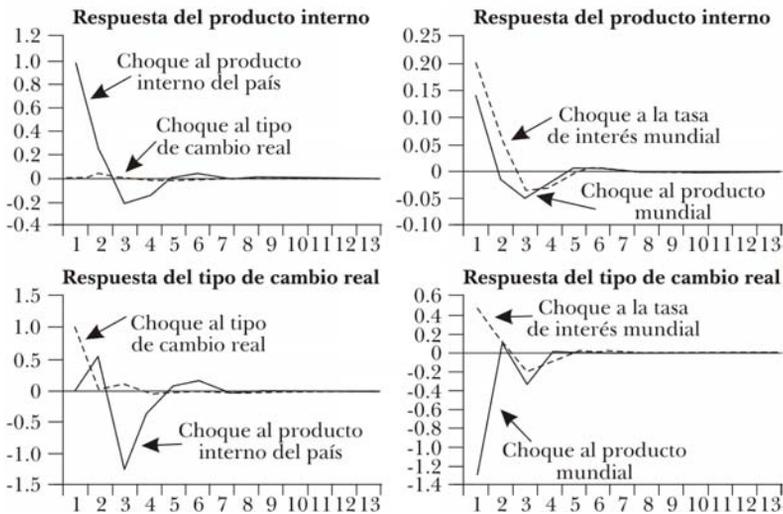
Empero, las similitudes a través de la muestra terminan

**GRÁFICA II. TAILANDIA**



aquí. Las conclusiones con respecto al mecanismo de propagación, a raíz de un choque externo, no son tan obvios. En realidad, existen importantes divergencias en la muestra. Asimismo, los países de ME analizados demuestran un ajuste diferente a los choques que el grupo de control, compuesto de países industrializados (véase la gráfica III para funciones impulso-respuesta del Reino Unido, que es representativo del grupo de países industrializados). De hecho, el ajuste a los choques es más errático en los países de ME. No es posible extraer conclusiones de importancia con respecto a la similaridad de los choques. En consecuencia, las particulares respuestas de los países de ME no sólo residen en que sean pequeñas economías abiertas, puesto que reaccionan de manera diferente a otras pequeñas economías avanzadas abiertas. En consecuencia, debe haber otras características que expliquen las distintas respuestas.

**GRÁFICA III. REINO UNIDO**



La respuesta de las variables internas a los choques mundiales varían notablemente entre los países estudiados (véanse las funciones impulso-respuesta de Argentina y Tailandia en las gráficas I y II para una ilustración). Dado que diferentes países dan distintas respuestas a los choques externos, ahora pasamos a analizar las causas de tan divergentes respuestas. Para ello, se estudian cuatro agrupaciones. La mayor importancia de los choques externos en algunos países, plantea la cuestión de si estas diferencias parten de las que existen en la estructura eco-

nómica (es decir, apertura al comercio y flujos de capital) o si se deben a diferencias en los regímenes de tipo de cambio. La siguiente subsección trata de responder a estas cuestiones y representa la mayor contribución de este artículo a la literatura.

## **2. Agrupaciones de países**

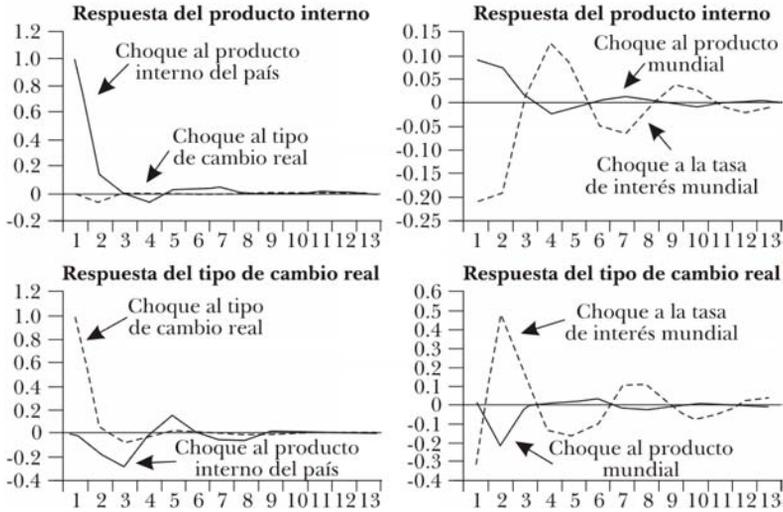
A fin de explicar las discrepancias entre la respuesta de las variables internas (producción real per cápita y tipo de cambio real) a los choques externos, se usan cuatro agrupaciones. Primero, las distintas respuestas pueden ser causadas por factores que son particulares de cada uno de los grupos regionales. De ahí que se realice una tentativa para ver si la respuesta entre los países asiáticos y latinoamericanos es similar. Acto seguido pasamos a identificar si el régimen de tipo de cambio puede ser la causa de los diferentes patrones que se observan entre los países de ME. Como tercer explicación alternativa, se examina el tamaño del sector comercial. Y, finalmente, se analizan los flujos de capital de cada país.

### *a) Grupos regionales*

La experiencia macroeconómica de los países de ME latinoamericanos y asiáticos durante los últimos 25 años difiere notablemente. Por ejemplo, las dos regiones tienen diferente tasa de inflación, tasa de ahorro y responsabilidad fiscal. Es, por lo tanto plausible, que las diferentes características de las funciones impulso-respuesta provienen de semejanzas entre los dos bloques regionales. Si dicha hipótesis es verdadera, observaremos características comunes entre los países de Asia y América Latina, así como discrepancias entre los dos grupos regionales.

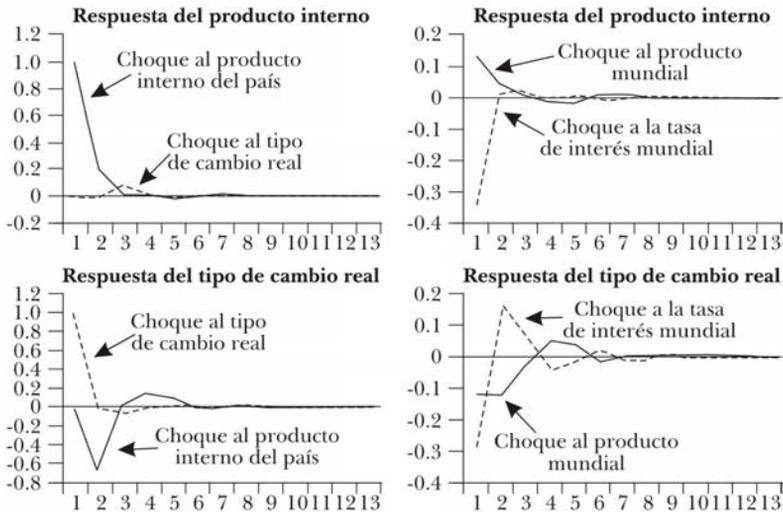
En las gráficas IV y V vemos las funciones impulso-respuesta promedio de los países asiáticos y latinoamericanos. Cuando observamos las respuestas promedio entre los grupos regionales, vemos importantes discrepancias entre ciertos países y no es posible percibir un patrón claro en el seno de una región. La razón de las diferentes respuestas no reside, por lo tanto, en las diferentes características de las regiones. Del mismo modo, podemos ver en las gráficas IV y V que la respuesta del producto interno a un choque del producto mundial, es muy similar a través de los bloques regionales. Como era de esperar, se registra un impacto positivo del choque del producto mundial sobre el producto interno, seguido de un ajuste y el impacto se extingue transcurridos 6 períodos.

GRÁFICA IV. ASIA



Otra importante característica del modelo es la respuesta del tipo de cambio real a un choque de tasa de interés mundial. La separación de la muestra en grupos regionales no ofrece una buena explicación de la diferencia entre los países. En muchos de éstos, se observa la típica respuesta de la depreciación real, seguida del choque de tasa de interés mundial. De hecho, a raíz de un choque positivo de tasa de interés mundial, el diferencial

GRÁFICA V. AMÉRICA LATINA



de la tasa de interés entre los países de ME y la tasa de interés mundial se amplía y es de esperar que los flujos de capital salgan de los países de ME, lo que determina una depreciación del tipo de cambio real. En algunos países, sin embargo, se observa lo contrario y ocurre una apreciación real. Esto no puede explicarse sobre la base del grupo regional, puesto que no se discierne ningún claro patrón entre los países asiáticos y latinoamericanos.

Puede, en consecuencia, llegarse a la conclusión de que el examen de los grupos regionales no ofrece una buena explicación de las diferencias entre los países de ME en cuanto a la transmisión de los choques. De ahí que dirijamos nuestra atención ahora a otra razón potencial de la divergencia: el régimen de tipo de cambio.

### *b) El régimen de tipo de cambio*

Con objeto de explicar las respuestas divergentes del tipo de cambio real a un choque de tasa de interés mundial, consideremos los regímenes de tipo de cambio. Para hacerlo así, usamos la clasificación oficial del FMI de los regímenes de tipo de cambio basada en la autoidentificación por los países miembros.<sup>12</sup> Ghosh *et al.* (1997) usan los datos del FMI para desarrollar un esquema de clasificación diferente para 136 países, durante el período que se extiende de 1960 a 1990. A continuación agregaron la clasificación de nueve regímenes escogidos por el FMI, ordenados en forma tripartita y en los cuales los regímenes de tipo de cambio se catalogan como flexibles, interme-

**CUADRO 1.** ESQUEMA DE CLASIFICACIÓN TRIPARTITA DEL RÉGIMEN DE TIPO DE CAMBIO

<i>ER categoría del régimen de tipo de cambio</i>	<i>Clasificación del FMI</i>
Vinculado	- juntas monetarias - vinculación monetaria individual - canasta de vinculaciones
Intermedio	- vínculo móvil - zona meta
Flexible	- flotaciones con intervención (pero sin predeterminación de la del rango para la intervención) - flotaciones puras

<sup>12</sup> El FMI publica esta clasificación anualmente en su *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions*.

dios, o vinculados. Este esquema lo hemos adoptado como nuestra clasificación y extendemos la agrupación a 2002, con el uso del *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions* del FMI.

Se promedian los regímenes de tipo de cambio de los países de 1990 a 2002 inclusive, a fin de clasificar a los países. La clasificación para cada país la podemos encontrar dentro del apéndice A.<sup>13</sup>

*A priori* no queda claro si las respuestas a los choques serían mayores en un régimen de tipo de cambio fijo o flotante. Por una parte, en un régimen de tipo de cambio flotante, éste puede absorber parte del ajuste, y es posible que las variables no tengan tanto que cambiar como lo harían en un régimen de tipo fijo. Por otra parte, los países con tipos de cambio flotantes (especialmente si la volatilidad es muy elevada) pueden considerarse, a veces, como un riesgo mayor que aquellos con vinculaciones creíbles.

Hoffmaister *et al.* (1997) han investigado las fuentes de las fluctuaciones macroeconómicas en los países subsaharianos,<sup>14</sup> y encontraron que los choques externos parecen tener mayor influencia sobre las fluctuaciones del producto y el tipo de cambio real en los países de régimen de tipo de cambio fijo, ya que el tipo de cambio no amortigua (solo lo hace parcialmente) los choques externos que sufren esos países.

Se observa que el régimen de tipo de cambio es un determinante crítico para la transmisión de los choques externos. De hecho, el hallazgo de la sección V, inciso 2, apartado (a), de que algunos países experimentan una apreciación real a raíz de un choque de tasa real de interés mundial, puede ser mejor comprendida cuando se considera el régimen de tipo de cambio. Como se observa en la gráfica VI, los países clasificados como poseedores de un tipo de cambio flexible exhiben una esperada depreciación real cuando la tasa mundial de interés real se incrementa. Sin embargo, los países con régimen de tipo de cambio fijo reaccionan con una respuesta contraintuitiva, al experimentar una apreciación real.

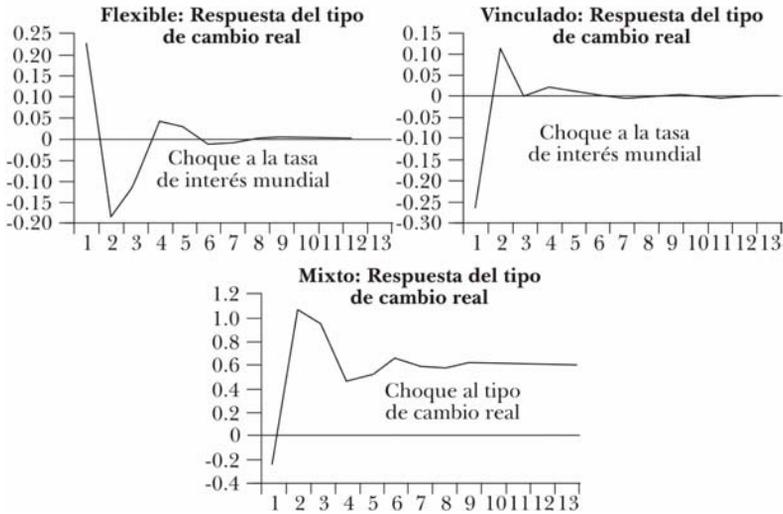
El modelo muestra que si un país está bajo el régimen de tipo de cambio fijo o se le considera como intermedio por el tipo de cambio, experimentará una apreciación real, a raíz de un cho-

<sup>13</sup> Un país con un régimen de tipo de cambio intermedio o que se mueve de flexible a vinculado y viceversa se consideraría en este análisis como "mixto".

<sup>14</sup> El estudio compara los países del franco CFA con los que no pertenecen a esa área monetaria.

que de tasa de interés mundial. Esta reacción contraintuitiva se explica como sigue. Dado que el tipo de cambio es fijo, el ajuste debe hacerse a través de los precios. De manera consistente con el marco Mundell-Fleming, un choque de tasa de interés mundial debería dar por resultado una declinación en el nivel del precio interno, así como una caída en el nivel de precio extranjero.

**GRÁFICA VI. RÉGIMENES DE TIPO DE CAMBIO: RESPUESTA DEL TIPO DE CAMBIO REAL**



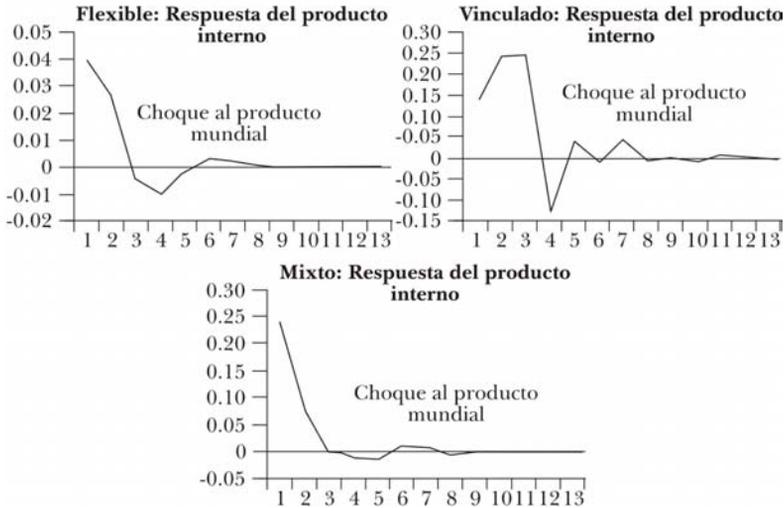
Muchos autores (Agénor y Aizenman (1999) entre otros), que han favorecido la hipótesis de que existen importantes rigideces nominales en los países de ME, han indicado la presencia de numerosas distorsiones y un dualismo en el mercado de trabajo de los países de ME. Parece apropiado pensar que el nivel del precio interno no se mueve instantáneamente en respuesta a perturbaciones no anticipadas, sino que se ajusta lentamente a lo largo del tiempo. Entonces, es posible para una moneda experimentar una apreciación real, como se observa en los países con tipo de cambio fijo o que están bajo régimen de tipo de cambio intermedio.<sup>15</sup>

Además, nuestro modelo sugiere que los países bajo régimen de tipo de cambio fijo o flexible, son menos vulnerables a raíz de un choque mundial del producto real que los países con sis-

<sup>15</sup> Esto también podría reflejar algunos otros factores, tales como el ajuste del tipo de cambio nominal con respecto a terceros países.

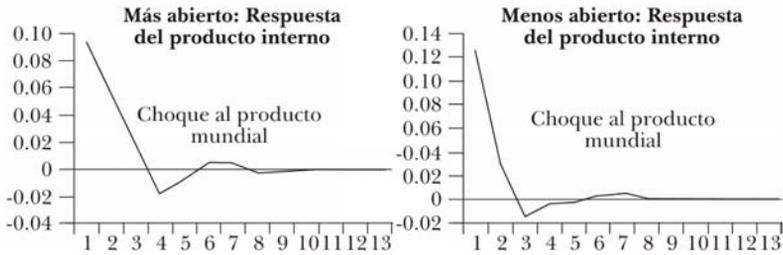
tema intermedio. Como se observa en la gráfica VII, el tipo de cambio flexible actúa como absorbente del choque, lo que era de esperar, dado que el impacto inicial, así como la respuesta del producto interno son más bien pequeños. Lo mismo se observa en el tipo de cambio fijo: estos países están más protegidos de los choques. Se puede llegar a la conclusión, por lo tanto, de que un país es más vulnerable a los choques externos cuando no se sitúa en ninguno de los extremos del espectro de régimen de tipo de cambio. Sin embargo, es posible que obtengamos este resultado porque la autoselección como países inherentemente inestables no puede mantener los regímenes en cada uno de los dos extremos del espectro. Los países a ambos extremos de espectro son, en consecuencia, más estables por definición.

**GRÁFICA VII. REGÍMENES DE TIPO DE CAMBIO: RESPUESTA DEL PRODUCTO INTERNO**



### c) El tamaño del sector comercial

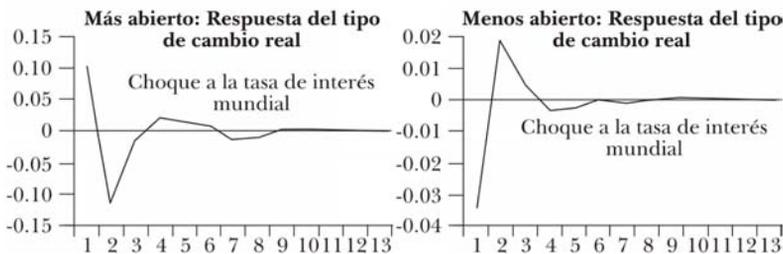
Se considera una tercera agrupación de países. La hipótesis que se ha de comprobar es simple: cuanto más abierto está un país, más debe reaccionar a las variables extranjeras. Entonces, es de esperar que los países más abiertos reaccionen en mayor medida a los choques externos. A fin de evaluar esta posibilidad, los países se dividen en dos grupos: “los más” y “los menos” abiertos. Nuestra medida de apertura comercial es la relación de apertura estándar (relación de importaciones más ex-

**GRÁFICA VIII. SECTOR COMERCIAL: RESPUESTA DEL PRODUCTO INTERNO**

portaciones/PIB).<sup>16</sup> Si la relación es superior a la media, el país es considerado más abierto. De otro modo se le considera menos abierto.

Primero, observamos la respuesta del producto interno, a raíz de un choque del producto externo. Como se ve en la gráfica VIII, la apertura comercial no tiene impacto en la transmisión. Sin que importe si el país es más o menos abierto, las dinámicas son las mismas: un choque positivo del producto mundial tiene un impacto positivo en los países de ME.

Asimismo, vemos en la gráfica IX que el comercio desempeña un papel en la respuesta del tipo de cambio real al choque de la tasa de interés mundial. De hecho, en promedio, un país que está más abierto tendrá la respuesta típica descrita en la anterior subsección (depreciación real), en tanto que los países que son relativamente cerrados experimentan una respuesta contraintuitiva (apreciación real). Esto sustenta nuestra hipótesis en la sección V, inciso 2, apartado (b). La mayoría de los países que tienen un régimen de tipo de cambio fijo y que experimentan una apreciación real del tipo de cambio son relativamente cerrados.<sup>17</sup> Esto refuerza nuestra explicación sobre las ri-

**GRÁFICA IX. SECTOR COMERCIAL: RESPUESTA DEL TIPO DE CAMBIO REAL**

<sup>16</sup> Los datos sobre comercio proceden de las *Estadísticas Financieras Internacionales*, línea 70..dzf y 71..dzf.

<sup>17</sup> Ejemplos de países incluyen Argentina y Bangladesh.

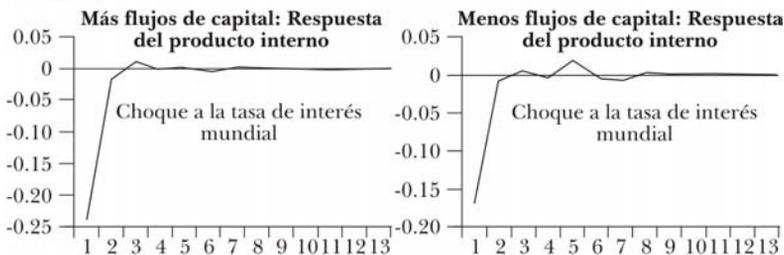
gideces de precio nominales, dado que esos países no enfrentan tanta competencia comercial.

#### d) Flujos de capital

La última agrupación de países considerada para explicar las diferencias en los mecanismos de transmisión entre los países de ME, son los flujos de capital. Nuestra premisa es que, cuánto más pequeños son en los países los flujos de capital a través de sus fronteras, en menor medida serán afectados por los choques de la tasa de interés mundial. A fin de evaluar esa posibilidad, se usa como medida la relación de flujos de capital brutos/PIB.<sup>18</sup>

Como se observa en la gráfica X, el producto de países con flujos de capital restringidos reacciona en menor medida inicialmente a un choque de tasa de interés mundial. Una baja movilidad de capital atenúa el efecto del choque extranjero sobre los mercados de activos. Este resultado sugiere, como era de esperar, que las vinculaciones financieras son más importantes, en términos de transmisión de los ciclos económicos, para las economías que están más abiertas a los flujos de capital. Podemos también comprobar, en la gráfica XI, que la amplitud del impacto inicial de un choque del producto mundial sobre el producto interno, es más pequeño para un país que experimenta menos flujos de capital.

**GRÁFICA X. SECTOR DE FLUJOS DE CAPITAL: RESPUESTA DEL PRODUCTO INTERNO**

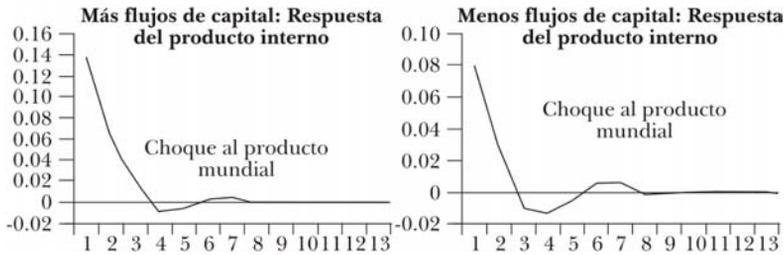


Los resultados están en línea con los hechos estilizados de que si las tasas de interés mundiales se elevan tras un período de bajos niveles de las tasas de interés y abundante liquidez, los países que experimentan más flujos de capital son más vulnera-

<sup>18</sup> Los datos de los flujos de capital brutos han sido proporcionados por la base de datos del Banco Mundial (línebg.kac.fnei.gd.zs).

bles a las salidas de capital, a medida que las tasas de interés de los países industrializados se elevan. Resulta consistente, por lo tanto, con lo que se observa en nuestra muestra: que el efecto sobre el producto interno es más negativo para los países que tienen mayor apertura en las cuentas de capital.

**GRÁFICA XI. SECTOR DE FLUJOS DE CAPITAL: RESPUESTA DEL PRODUCTO INTERNO**



Aun más, comprobamos que el nivel de desarrollo es importante para explicar la transmisión de choques. Nuestros resultados muestran que los países con más elevados niveles de PIB real per cápita son afectados negativamente por un choque de tasa de interés mundial, mientras que los países con un PIB real per cápita más bajo son afectados positivamente. Los países de más elevado nivel de desarrollo cuentan con sistemas financieros que funcionan mejor y, en consecuencia, pueden recurrir más a los préstamos en los mercados internacionales de capital. Aunque el incremento de las tasas de interés mundiales disminuye el relativo atractivo de los bonos de los mercados emergentes y acrecientan el costo de los préstamos, una recuperación en los países industrializados también afecta a los mercados emergentes por medio del canal comercial (resultado de un crecimiento más fuerte en los países industrializados). Estos efectos compensatorios tendrán diferentes impactos en distintos países. Nuestros resultados muestran que a raíz de un choque de la tasa de interés mundial, los países con más elevados niveles de PIB real per cápita son afectados en mayor medida por el canal financiero, mientras que los países con un PIB real per cápita más bajo lo son más fuertemente por el canal comercial.

### 3. Análisis de sensibilidad

Con objeto de poner a prueba lo robusto del modelo de referencia, se lleva a cabo un análisis de sensibilidad. Los resultados

demuestran que el modelo es robusto con respecto a diferentes especificaciones. Por ejemplo, cuando se agrega una quinta variable al modelo (precios internos), los resultados comentados en la sección, V, incisos 1 y 2, se mantienen.

Asimismo, se consideran diferentes agregados mundiales. El producto mundial, aproximado por las economías del G-7, se reemplaza por el producto real estadounidense y la tasa de los fondos federales, de Estados Unidos, sustituyen al choque de las tasas de interés mundiales. El patrón de ajuste, en la mayoría de los casos, es el mismo, pero la amplitud de la respuesta es más importante a raíz de un choque de Estados Unidos comparado con un choque del G-7.

## VI. CONCLUSIÓN

El estudio del co-movimiento es importante, porque sus resultados pueden guiar la política en una era de globalización. Como lo hemos visto en la última recesión de la economía mundial, los ciclos económicos se transmiten a través de los países. Este documento evalúa, mediante la identificación de los canales del ciclo económico, en qué medida los choques que se originan en los países industrializados, provocan fluctuaciones económicas en los países de ME.

Al documentar las fuentes de las fluctuaciones macroeconómicas en los países de ME (con enfoque en Asia y América Latina) y medir la importancia relativa de los choques internos *versus* los externos, el documento llega a importantes conclusiones. En forma consistente con el modelo Mundell-Flemming, se miden dos vinculaciones específicas que podrían transmitir una crisis o un choque de un país a otro: un choque del producto mundial real, así como un choque de tasa de interés real mundial. Este documento incrementa nuestra comprensión de la importancia relativa de los diferentes choques que impulsan las fluctuaciones del producto y del tipo de cambio real en los países de ME.

Los resultados obtenidos muestran que existen grandes diferencias en los mecanismos de transmisión a través de los distintos países de ME. Con el fin de evaluar si las discrepancias en la transmisión de los choques se deben a las diferentes estructuras económicas o al régimen de tipo de cambio, este artículo divide la muestra en grupos. Los resultados indican que un factor crítico es el régimen de tipo de cambio, aunque las restricciones en los flujos de capital también desempeñan un papel crucial.

Hemos mostrado también que el rol desempeñado por los grupos regionales y la apertura comercial no son tan importantes para determinar la transmisión de los ciclos económicos. Cuando se analiza el impacto de los choques externos sobre el producto real y el tipo de cambio real para los países de ME, se llega a la conclusión de que los regímenes de tipo de cambio, así como las restricciones sobre los flujos de capital que existen en esos países, son los dos principales factores que deben considerarse.

Aunque este documento proporciona cierto número de resultados preliminares, otros modelos de más rica especificación podrían ser utilizados para aumentar nuestra comprensión en cuanto a la transmisión de los ciclos económicos, con objeto de mejorar nuestra conducta de las políticas macroeconómicas en una economía mundial cada vez más integrada.

## Apéndice A

### LISTA DE PAÍSES CON CLASIFICACIÓN PARA FORMAR GRUPOS

	<i>Grupo regional</i>	<i>Medida de apertura comercial</i>	<i>Medida de restricciones de flujos de capital</i>	<i>Régimen de tipo de cambio</i>
Argentina	Latinoamérica	Menos abierto	Más flujos	Vinculados
Brasil	Latinoamérica	Menos abierto	Menos flujos	Mixto
Chile	Latinoamérica	Más abierto	Más flujos	Mixto
Colombia	Latinoamérica	Menos abierto	Menos flujos	Mixto
Costa Rica	Latinoamérica	Más abierto	Menos flujos	Mixto
Ecuador	Latinoamérica	Más abierto	Más flujos	Vinculado
El Salvador	Latinoamérica	Menos abierto	Menos flujos	Mixto
Guatemala	Latinoamérica	Menos abierto	Más flujos	Flexible
México	Latinoamérica	Más abierto	Menos flujos	Flexible
Perú	Latinoamérica	Menos abierto	Menos flujos	Flexible
República Dominicana	Latinoamérica	Más abierto	Menos flujos	Flexible
Uruguay	Latinoamérica	Menos abierto	Más flujos	Mixto
Venezuela	Latinoamérica	Más abierto	Más flujos	Mixto
Bangladesh	Asia	Menos abierto	Menos flujos	Vinculado
Filipinas	Asia	Más abierto	Más flujos	Flexible
India	Asia	Menos abierto	Menos flujos	Flexible
Indonesia	Asia	Más abierto	Menos flujos	Flexible
Malasia	Asia	Más abierto	Más flujos	Vinculado
Pakistán	Asia	Menos abierto	Menos flujos	Flexible
Singapur	Asia	Más abierto	Más flujos	Flexible
Sri Lanka	Asia	Más abierto	Más flujos	Flexible
Tailandia	Asia	Más abierto	Más flujos	Mixto

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Agénor, Pierre-Richard, C. John McDermott, y E. S. Prasad (2000), "Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: Some Stylized Facts", *The World Bank Economic Review*, vol. 14, n° 2, pp. 251-85.
- Agénor, Pierre-Richard, y J. Aizenman (1999), "Macroeconomic Adjustment with Segmented Labor Markets", *Journal of Development Economics*, vol. 58, pp. 277-96.
- Akaike, H. (1973), "Information theory as an extension of the maximum likelihood principle", en B. N. Petrov y F. Csaksi (eds.), *2nd International Symposium on Information Theory*, Akademiai Kiado, Budapest, pp. 267-81.
- Arora, Vivek, y Athanasios Vamvakidis (2001), *The Impact of U.S. Economic Growth on the Rest of the World: How Much Does It Matter?*, FMI, Washington (Doc. de Trabajo, n° 01/119).
- Arora, Vivek, y Martín Cerisola (2000), *How Does U.S. Monetary Policy Influence Economic Conditions in Emerging Markets?*, FMI, Washington (Documento de Trabajo, n° 00/148).
- Blanchard, Olivier J., y Danny Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, vol. 79, septiembre, pp. 655-73.
- Calvo, Guillermo, Leonardo Leiderman y Carmen Reinhart (1994), "The Capital Inflows Problem: Concepts and Issues", *Contemporary Economic Policy*, vol. 12, julio, pp. 54-66.
- Clarida, Richard, y J. Gali (1994), "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policies*, vol. 4, pp. 1-56.
- Fondo Monetario Internacional (2001), "How Do Fluctuations in the G-7 Countries Affect Developing Countries?", *World Economic Outlook*, octubre, pp. 79-89.
- Fondo Monetario Internacional, *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions*, 1990-2000.
- Ghosh, A. R., A.-M. Gulde, J. D. Ostry y H. C. Wolf (1997), *Does the Nominal Exchange Rate Regime Matter?*, NBER (Documento de Trabajo, n° W5874).
- Hoffmaister, Alexander W., Jorge E. Roldós y Peter Wickhan (1997), *Macroeconomic Fluctuations in Sub-Saharan Africa*, FMI, Washington (Documento de Trabajo, n° 97/82).
- Hoffmaister, Alexander W., y Jorge E. Roldós (1996), *The Sources of Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: Brazil and Korea*, FMI, Washington (Documento de Trabajo, n° 96/20).

- Hoffmaister, Alexander W., y Jorge E. Roldós (1997), *Are Business Cycles Different in Asia and Latin America?*, FMI, Washington (Documento de Trabajo, n° 97/9).
- Kouparitsas, M. (1996), *North-South Business Cycles*, Banco Federal de Reserva de Chicago (Working Paper, n° 96/9).
- Kydland, F. E., y C. E. J. M. Zarazaga (1997), "Is the Business Cycle of Argentina 'Different'?", *Economic Review* (Banco Federal de Reserva de Dallas), cuarto trimestre, pp. 21-36.
- Lucas, R. E. (1977), "Understanding Business Cycles", en K. Brunner y A. Meltzer (eds.), *Stabilization of the Domestic and International Economy*, North Holland, Amsterdam.
- Rodríguez-Mata, M. (1997), *Cyclical Patterns of the Costa Rican Economy*, Banco Central de Costa Rica.
- Schwarz, G. (1978), "Estimating the Dimension of a Model", *Annals of Statistics*, vol. 6, pp. 461-64.
- Shapiro, M., y M. Watson (1988), "Sources of Business Cycle Fluctuations", en S. Fischer (ed.), *NBER Macro-economics Annual*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts, pp. 111-48.

*Diego Winkelried Quezada*

# Tendencias comunes y análisis de la política monetaria en el Perú

## I. INTRODUCCIÓN Y MOTIVACIÓN<sup>1</sup>

Una de las preguntas de mayor interés en materia de política monetaria es cómo ésta afecta al gasto agregado y a los precios. En otras palabras, cuáles son los mecanismos de transmisión de la política monetaria, cuánto tiempo tardan las acciones del Banco Central en traducirse en movimientos de la inflación y en qué magnitud éste debe fijar sus instrumentos de política para alcanzar algún objetivo.

Para responder a estas interrogantes, la metodología de vec-

<sup>1</sup> Deseo agradecer a Shirley Miller por la recopilación bibliográfica de esta sección.

*Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de D. Winkelried Quezada, analista de la Unidad de Modelos Económicos, del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). Una versión previa de este documento se presentó en la IX Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, auspiciada por el Banco Central de Costa Rica y el CEMLA, en noviembre de 2004. El autor agradece a Hugo Perea por su interés en todas las etapas de esta investigación y por sus valiosos comentarios. Asimismo, está en deuda con Paul Castillo, Marco Vega, Vicente Tuesta y Gonzalo Llosa, cuyas acertadas observaciones permitieron enriquecer el contenido de este documento. Las opiniones aquí vertidas son de la exclusiva responsabilidad del autor y no representan necesariamente las del BCRP.*

tores autorregresivos (VAR) ha jugado un rol protagónico.<sup>2</sup> Ello se debe a que estos modelos constituyen una manera directa (y fácil de comprender) de resumir las relaciones dinámicas entre un conjunto de variables. Bajo esta perspectiva, la idea es estimar un sistema de ecuaciones donde se pueden diferenciar dos grupos de variables: informativas u objetivo (como la tasa de inflación o el crecimiento del producto) y variables de política (como la tasa de interés o la base monetaria). Luego, a través del análisis de respuestas a impulsos se encuentra la relación entre las variables controladas por la autoridad monetaria y las variables macroeconómicas de interés. Más aún, para identificar choques de política monetaria, se utilizan usualmente dos tipos de restricciones que tratan de conciliar las predicciones de la teoría económica con el modelo estadístico llamado *forma reducida*. Por un lado, se encuentran las que reflejan supuestos de neutralidad de las variables nominales (choques nominales no tienen efectos reales) u otros efectos en el largo plazo. Por otro lado, está la práctica más común de utilizar algún conocimiento sobre los procedimientos operativos del banco central e imponer restricciones sobre la dinámica de corto plazo del VAR, como en Bernanke y Mihov (1998).<sup>3</sup>

En el caso peruano, aunque la evidencia empírica sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria es escasa,<sup>4</sup> los modelos VAR también han primado. Dado que durante los años noventa la política monetaria se basó en el control de la emisión primaria y, por tanto, la tasa de interés del mercado monetario poseía poco valor informativo sobre la posición de la política monetaria, la evidencia empírica favorece el uso de agregados monetarios como variables de política. Así, mientras que Bringas y Tuesta (1997) hallan que el efecto liquidez es importante en el Perú, León (1999) encuentra que un cambio en el circulante en moneda nacional tiene efectos sobre la inflación en un horizonte de 4 a 14 meses. Por su parte, Quispe (2000) muestra que el alto grado de dolarización de activos no afecta el poder de la política monetaria: choques a la tasa de expansión de la base monetaria tienen un impacto significativo sobre la tasa de inflación, cuyo nivel máximo se manifiesta entre los 8 y 16 meses. Rossini (2001) encuentra efectos similares, con un rezago de política monetaria de 3 a 5 trimestres.

<sup>2</sup> Para una revisión, consúltese Christiano y otros (1998).

<sup>3</sup> La metodología de Bernanke y Mihov (1998) ha sido muy influyente. En el Perú ha sido aplicada en Quispe (2000).

<sup>4</sup> Véase Armas y otros (2001) para una recopilación.

Esta evidencia parece favorecer la idea de que, a pesar del alto grado de dolarización de la economía y de no considerar directamente las tasas de interés como instrumento de política, el canal monetario o canal de tasa de interés opera. Este canal establece que la autoridad monetaria induce cambios en la tasa de interés nominal de corto plazo a través de variaciones en la cantidad de dinero de la economía. En un mundo de precios rígidos, este cambio afecta a las tasas de interés reales de corto y largo plazo<sup>5</sup> y, luego, a las decisiones de inversión de las empresas y las decisiones de gasto de los consumidores. Estas modificaciones en la demanda agregada tienen efectos, a su vez, en la tasa de inflación. A conocimiento del autor, el único documento donde se observa *directamente* este canal es Barrera (2000), quien sostiene que la tasa de interés de los Certificados de Depósitos del Banco Central de Reserva del Perú es un buen indicador sobre la posición de la política monetaria.

En este documento se plantea y estima un “nuevo” modelo VAR para evaluar los mecanismos de transmisión de la política monetaria en el Perú. Sin desmerecer los estudios mencionados, existen dos diferencias que afinan lo encontrado en la evidencia previa. En primer lugar, se dispone de una mayor cantidad de datos que permite estimar con mayor confiabilidad las principales relaciones económicas de la economía peruana.<sup>6</sup> Asimismo, como se detalla en el Anexo 1 existe cierta preocupación por introducir directamente una tasa de interés en el VAR (y prescindir del uso de agregados monetarios), pues desde inicios del año 2002 ésta resulta ser el instrumento de política del BCRP en el contexto del esquema de metas de inflación.

La segunda diferencia, mucho más importante, es que hasta el momento no se ha realizado un ejercicio de identificación sobre los canales de transmisión monetaria. El principal motor de este estudio es precisamente la identificación y la imposición de restricciones de corto y largo plazo. Para tales efectos, se estudia la existencia de relaciones de cointegración que esbocen el equilibrio macroeconómico de largo plazo y se estima un modelo de corrección de errores (MCE) para analizar las consecuencias de choques estructurales (sobre todo con efectos permanentes) y, por supuesto, los efectos de choques monetarios sobre el producto y la inflación.

<sup>5</sup> Una expansión monetaria puede afectar las tasas de interés reales en dólares, que son importantes en una economía dolarizada, indirectamente (pero en la *misma dirección* que las tasas en nuevos soles) a través de la depreciación esperada.

<sup>6</sup> Los datos están disponibles desde principios de los años noventa.

Los resultados respaldan la existencia de un canal de tasa de interés como posible mecanismo de acción de la política monetaria. Las estimaciones muestran que un choque que conlleva a un aumento en la tasa de interés nominal doméstica de corto plazo en 1.0 punto porcentual genera, un año después de ocurrido el choque un incremento de 0.5 puntos porcentuales en la tasa de interés real en nuevos soles, una apreciación nominal de entre 0.5 y 0.75% y una depreciación esperada del mismo orden, una desaceleración la actividad económica al contraer la brecha del producto entre 0.5 y 0.6% y, finalmente, una disminución de la inflación entre 0.2 y 0.3%, en términos anuales.

Es bueno aclarar, sin embargo, que esta propuesta es útil como primera aproximación en el estudio de los mecanismos de transmisión de la política monetaria en el Perú. Es necesario realizar estudios más específicos para perfilar mejor cada posible canal de transmisión. A saber, si el efecto comprobado de cambios en la tasa de interés sobre el PBI e inflación se da a través de variaciones en el crédito, efectos liquidez o alteraciones en las decisiones intertemporales del consumo.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. En la segunda sección se repasan algunos elementos metodológicos sobre cointegración y modelos de corrección de errores. En particular, se enfatiza la representación en tendencias comunes de un modelo VAR como herramienta que permite identificar efectos de largo plazo. En la tercera sección se describe el modelo por estimar y se plantean ciertas hipótesis sobre el equilibrio de largo plazo. Además, se ensaya un esquema de identificación tentativo. En la cuarta sección se estima el modelo y se presentan sus propiedades estadísticas. La quinta sección analiza el efecto de los diversos choques estructurales en las variables del MCE. Finalmente, la sexta sección concluye y sugiere algunos lineamientos para la investigación futura.

## II. ASPECTOS METODOLÓGICOS<sup>7</sup>

La representación general de un modelo VAR para el vector de  $n$  variables  $\mathbf{x}_t$  es:

<sup>7</sup> La discusión metodológica de esta sección es breve y puede ser insuficiente para el lector no familiarizado con la literatura de cointegración. Ésta es abundante y se invita a revisar, entre otros, a Davidson y MacKinnon (1993), Warne (1993), Hamilton (1994) y Favero (2001), para mayores detalles.

$$[1] \quad \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\theta} + \Lambda(L)\mathbf{x}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

donde  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  es un vector de residuos con una matriz de covarianzas (no diagonal)  $\boldsymbol{\Omega}$  de orden  $n$  y  $\Lambda(L)$  es un polinomio matricial en el operador de rezagos  $L$  ( $L\mathbf{x}_t = \mathbf{x}_{t-1}$ ). El sistema [1] puede concebir a la forma reducida de un modelo económico estructural subyacente. Este modelo económico se puede obtener tras imponer restricciones en los parámetros del VAR.

Usualmente, las variables macroeconómicas contenidas en el vector  $\mathbf{x}_t$  presentan raíces unitarias, es decir son procesos no estacionarios. En tal caso, algunos de los choques que afectan a  $\mathbf{x}_t$  tienen efectos permanentes y la teoría asintótica convencional no es aplicable para la inferencia del modelo. Sin embargo, típicamente se encuentra que el vector de diferencias  $\Delta\mathbf{x}_t$  es estacionario así como ciertas combinaciones lineales de las variables de  $\mathbf{x}_t$ , esto es,  $\mathbf{x}_t$  es cointegrado de orden (1,1). Bajo cointegración, el VAR en niveles [1] es un sistema que contiene restricciones y puede ser rescrito como un modelo de corrección de errores (MCE),

$$[2] \quad \Delta\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\theta} + \mathbf{K}(L)\Delta\mathbf{x}_{t-1} + \boldsymbol{\alpha}(\boldsymbol{\beta}'\mathbf{x}_{t-1}) + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

Las matrices  $\boldsymbol{\alpha}$  y  $\boldsymbol{\beta}$  son de orden  $n \times r$  tal que  $\boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}' = \mathbf{I}_n - \Lambda(1)$  y, como se comprueba en Johansen (1991), son de rango  $r$ . Las columnas de  $\boldsymbol{\beta}$  son los denominados vectores de cointegración que pueden ser interpretadas como relaciones económicas de largo plazo. El vector  $\boldsymbol{\beta}'\mathbf{x}_t$  contiene las  $r$  combinaciones lineales de los elementos del vector  $\mathbf{x}_t$  que son estacionarias, típicamente denominadas *desequilibrios* o *errores*. Por ello, los elementos de  $\boldsymbol{\alpha}$  son coeficientes de ajuste y describen cómo los desequilibrios alteran al vector  $\Delta\mathbf{x}_t$  o, en otras palabras, cómo deben ajustarse las variables para *corregir* estos desequilibrios. Dado que el MCE involucra sólo variables estacionarias, la teoría asintótica estándar es aplicable y puede utilizarse para inferir sobre los elementos de  $\mathbf{K}(L)$ ,  $\boldsymbol{\alpha}$  y  $\boldsymbol{\theta}$ .

Conviene mencionar dos resultados sumamente importantes en la literatura de cointegración y que serán de utilidad en el análisis empírico. El primero tiene que ver con la naturaleza de los choques que afectan al MCE. Se dice que si una variable presenta una raíz unitaria (es integrada de orden uno) contiene una *tendencia estocástica* e implica que los choques a los que está sujeta pueden tener efectos permanentes. Del mismo modo, como demuestran Stock y Watson (1988) y luego King y otros (1991), si un vector de  $n$  variables tiene  $r$  relaciones de cointe-

gración, las variables son conducidas por  $k = n - r$  tendencias estocásticas. Así, el VAR restringido [1] tiene, a su vez, la siguiente representación de tendencias comunes:

$$[3] \quad \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\kappa} + \Gamma \boldsymbol{\tau}_t + \boldsymbol{\omega}_t$$

donde  $\boldsymbol{\omega}_t$  es un vector de componentes estacionarios<sup>8</sup> y  $\boldsymbol{\tau}_t$  es un vector de dimensión  $k$  que contiene tendencias estocásticas:

$$[4] \quad \boldsymbol{\tau}_t = \boldsymbol{\tau}_{t-1} + \boldsymbol{\phi}_t$$

Como se aprecia en [4], el vector  $\boldsymbol{\phi}_t$  guarda los  $k$  choques de efectos permanentes (que afectan las tendencias). Al incluir [4] en [3] se obtiene luego:

$$[5] \quad \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\kappa} + \Gamma \sum_{j=0}^{\infty} \boldsymbol{\phi}_{t-j} + \boldsymbol{\omega}_t$$

de modo que la matriz  $\Gamma$  recoge los efectos de largo plazo de algún choque permanente sobre  $\mathbf{x}_t$ .

El segundo resultado de importancia alude a la identificación del modelo, es decir al proceso de cómo imponer restricciones económicamente razonables para pasar de un sistema netamente estadístico a un modelo con relaciones económicas claras. La identificación del sistema cointegrado implica el estudio de básicamente tres matrices:

- La primera es la matriz  $\boldsymbol{\beta}$ , cuyos elementos son coeficientes de largo plazo,
- La segunda matriz se observa en la ecuación [5] y es la que recoge los efectos de choques permanentes en el vector  $\mathbf{x}_t$  ( $\Gamma$ ), y
- Finalmente, la tercera matriz es muy familiar en la literatura de VAR estructural<sup>9</sup> y relaciona los residuos de la forma reducida [1] (ó [2]) con un vector de choques estructurales no observables,  $\boldsymbol{\varepsilon}_t = \boldsymbol{\Phi} \mathbf{v}_t$ .

Como se explica en Hamilton (1994) y Favero (2001), la identificación de  $\boldsymbol{\beta}$  es independiente de la identificación de las matrices  $\Gamma$  y  $\boldsymbol{\Phi}$ . Esto quiere decir que se puede proceder secuencialmente: primero estimar e inferir sobre los vectores de cointegración  $\boldsymbol{\beta}$  y luego, condicionados a esta matriz, identificar

<sup>8</sup> Consúltase Warne (1993) para detalles sobre la representación en tendencias comunes.

<sup>9</sup> Véase Favero (2001).

y estimar  $\Gamma$  y  $\Phi$ . Este es precisamente el enfoque que se adopta a continuación.

### III. UN MODELO ESTILIZADO: EQUILIBRIOS DE LARGO PLAZO E IDENTIFICACIÓN

En esta sección se describe un modelo que incluye el mínimo número de variables necesario para hacer análisis de política monetaria en una economía pequeña y abierta. A saber,

$$\mathbf{x}_t = [y_t \quad p_t \quad i_t \quad e_t \quad y_t^* \quad p_t^* \quad i_t^*]'$$

Las variables consideradas son el PBI real ( $y_t$ ), el índice de precios al consumidor ( $p_t$ ), la tasa de interés del mercado de dinero ( $i_t$ ), el tipo de cambio nominal (soles por dólar,  $e_t$ ) e indicadores de actividad ( $y_t^*$ ), precios ( $p_t^*$ ) y tasa de interés ( $i_t^*$ ) internacionales.<sup>10</sup>

#### 1. El largo plazo

Dado el vector  $\mathbf{x}_t$ , podría pensarse en tres relaciones de cointegración que describen el equilibrio de largo plazo en un marco analítico similar a un modelo IS-LM de economía abierta: el equilibrio en el mercado de bienes local (una curva IS), el equilibrio en el mercado financiero local (una condición de paridad de tasas de interés) y el equilibrio en el mercado externo.<sup>11</sup>

Recordando el importante resultado de Stock y Watson (1988) y King y otros (1991), este esquema implica la existencia de  $k = 4$  tendencias estocásticas ( $n = 7$  y  $r = 3$ ), cifra bastante razonable y fácilmente interpretable. En modelos de equilibrio general, por ejemplo en Svensson (2000), es usual suponer que las variables reales son guiadas por choques tecnológicos mientras que las variables nominales son afectadas, además, por

<sup>10</sup> Para mayor detalle sobre las variables utilizadas, consúltese el Anexo 1. Es muy importante mencionar que sendas pruebas de (no) estacionariedad fueron incapaces de rechazar la presencia de raíz unitaria en los elementos del vector  $\mathbf{x}_t$ , pero sí en sus diferencias. De este modo, la tasa de crecimiento del PBI, las inflaciones y la depreciación nominal resultaron ser variables estacionarias. Además, se concluyó que los diferenciales  $y_t - y_t^*$  e  $i_t - i_t^*$  también poseían una raíz unitaria, junto con el tipo de cambio real  $e_t + p_t^* - p_t$ . Estas pruebas no se reportan pero pueden solicitarse al autor.

<sup>11</sup> Véase Luque y Vega (2003). Un supuesto de identificación es la neutralidad de variables nominales. Por este motivo, en el equilibrio de largo plazo no se contempla la existencia de una ecuación de oferta agregada (una Curva de Phillips).

choques nominales como cambios en la oferta de dinero o en las tasas de interés. Ello lleva a racionalizar la existencia de dos tendencias domésticas, una real y una nominal. Si se incluyen asimismo dos tendencias externas similares, se consiguen las 4 tendencias estocásticas mencionadas. Más aún, considerando que en el vector  $\mathbf{x}_t$  se tienen 4 variables domésticas, se requieren de 2 vectores de cointegración que esbocen el equilibrio interno y justifiquen la existencia de las dos tendencias domésticas. Por su parte, un único vector de cointegración que vincule a las tendencias real y nominal externas es consistente con las 3 variables externas restantes.

Por otro lado, pueden utilizarse argumentos por contradicción para justificar  $k = 4$  ( $r = 3$ ). Si  $k < 4$  ( $r > 3$ ), se tendría que los choques reales entre las economías doméstica y externa son virtualmente los mismos, lo que implicaría una relación estacionaria entre  $y_t$  e  $y_t^*$ , supuesto que no es del todo razonable considerando el reducido grado de integración (sobre todo comercial) del Perú.<sup>12</sup> Alternativamente, ocurriría que los choques nominales entre economías son los mismos, lo que se daría si el tipo de cambio nominal fuera estacionario. Por otra parte, si  $k > 4$  ( $r < 3$ ), se tendrían equilibrios múltiples (modelos de profecías autocumplidas, por ejemplo)<sup>13</sup> y no sería posible encontrar una condición de equilibrio estacionaria en el mercado financiero. Se concluye pues que  $r = 3$  es conceptualmente justificable.

Concluido que  $r = 3$ , cabe preguntarse ¿qué forma tienen los vectores de cointegración? Conviene plantear ciertas hipótesis y restricciones sobre la matriz de coeficientes de ajuste ( $\alpha$ ) y los vectores de cointegración ( $\beta$ ) en el MCE para conseguir una situación de largo plazo con sentido económico.

#### a) Equilibrio en el mercado de bienes doméstico

La primera relación de cointegración puede escribirse como se señala a continuación:

$$[6] \quad z_{1t} = (e_t + p_t^* - p_t) + \beta_{11}y_t + \beta_{13}i_t + \beta_{15}y_t^* + \beta_{17}i_t^*$$

y es interpretada como una expresión general de equilibrio en el mercado de bienes local. La relación ha sido normalizada de

<sup>12</sup> En de la Cuba y Winkelried (2003) se encuentra que choques de demanda interna explican una proporción considerable de la variabilidad del producto en economías Latinoamericanas. Para el Perú la proporción es cercana al 50 por ciento.

<sup>13</sup> Mayor discusión se encuentra en Jacobsson y otros (2002).

modo que los desequilibrios se reflejen en desalineamientos del tipo de cambio real,  $e_t + p_t^* - p_t$ .

Resulta interesante examinar la ecuación [6]. Supóngase por un momento que  $\beta_{11} = \beta_{13} = \beta_{15} = \beta_{17} = 0$ . Ello implica que el precio relativo entre los bienes domésticos y externos (el tipo de cambio real) es estacionario o, en otras palabras, que en el largo plazo se cumple la teoría de Paridad de Poder de Compra (PPC). No obstante, un hecho empírico es que el tipo de cambio real no es estacionario,<sup>14</sup> además resulta difícil encontrar argumentos para defender esta teoría como válida para el Perú. En primer lugar, para que se cumpla es necesaria una cercana sustituibilidad entre los bienes transables domésticos y externos, lo que no ocurre en un país donde la mayoría de exportaciones son *commodities* mientras que el grueso de las importaciones corresponde a bienes de capital, maquinarias o bienes procesados.<sup>15</sup> Relacionado con ello, y en segundo lugar, existen diferencias marcadas entre la estructura y procesos productivos peruanos y los externos que impiden la rápida convergencia tecnológica e imponen ciertos costos no contemplados en la PPC.<sup>16</sup>

No obstante, si bien el equilibrio en el mercado de bienes no implica el cumplimiento de la PPC, se espera que el tipo de cambio real cointegre con variables que reflejen las diferencias productivas y el comportamiento de la oferta y demanda de bienes domésticos y externos,  $y_t$  e  $y_t^*$ , y que eventualmente guarde una relación estable con variables que recojan las diferencias en los mercados financieros o en el costo relativo del capital,  $i_t$  e  $i_t^*$ . Así, es posible plantear hipótesis sobre el signo de los coeficientes de este primer vector de cointegración.

La literatura sobre el tipo de cambio real de equilibrio concluye que mejoras en la productividad de la economía local relativas a la de sus socios comerciales conllevan a una apreciación real, es decir,  $\beta_{11} > 0$  y  $\beta_{15} < 0$ . En sentido estricto, la apreciación real se debe a incrementos en la razón de productividades  $y_t - y_t^*$ , que implica que  $\beta_{11} = -\beta_{15}$ . Sin embargo, la información utilizada (mensual) impide obtener cifras corregidas por el crecimiento de los factores de producción, por lo que *a priori* no se espera ni se impone que la igualdad se cumpla. Por su parte, dado el valor positivo  $\beta_{11}$  debe darse que  $\beta_{13} > 0$  para ase-

<sup>14</sup> Véase la nota a pie número 10.

<sup>15</sup> Véase Ferreyra y Herrada (2003).

<sup>16</sup> En general, se trata de la presencia del efecto *Balassa-Samuelson*. Consúltense Arena y Tuesta (1998).

gurar una relación negativa de largo plazo entre la tasa de interés local y el producto (la pendiente de la curva *IS*, ver la ecuación [7]). Asimismo, por el mismo argumento, se espera que  $\beta_{17} > 0$ .<sup>17</sup>

Antes de proseguir conviene detenerse a analizar la naturaleza de las variables involucradas en [6], describiendo esta ecuación como:

$$[7] \quad i_t = -\frac{1}{\beta_{13}}(e_t + p_t^* - p_t) - \frac{\beta_{11}}{\beta_{13}} y_t - \frac{\beta_{15}}{\beta_{13}} y_t^* - \frac{\beta_{17}}{\beta_{13}} i_t^* + \frac{1}{\beta_{13}} z_{1t}$$

En teoría, una curva *IS* como [7] debería incluir sólo variables reales en la determinación del equilibrio y no variables nominales como las tasas de interés consideradas. Sin embargo, no existe evidencia suficiente para negar que la inflación doméstica y externa sean estacionarias.<sup>18</sup> Por ello puede prescindirse de ellas en la relación de cointegración y seguir interpretándola como un equilibrio entre variables reales. De hecho, si las tasas reales son, en el largo plazo, las tasas nominales menos la inflación ( $r_t = i_t - \pi_t$  y  $r_t^* = i_t^* - \pi_t^*$ ), se tiene la siguiente ecuación:

$$[8] \quad r_t = -\frac{1}{\beta_{13}}(e_t + p_t^* - p_t) - \frac{\beta_{11}}{\beta_{13}} y_t - \frac{\beta_{15}}{\beta_{13}} y_t^* - \frac{\beta_{17}}{\beta_{13}} r_t^* + \left( \frac{1}{\beta_{13}} z_{1t} - \pi_t - \frac{\beta_{17}}{\beta_{13}} \pi_t^* \right)$$

que es la versión *real* de [7]. Dada la evidencia empírica, el término entre paréntesis a la derecha de [8] es estacionario lo que implica la cointegración entre  $r_t$  y los determinantes de la curva *IS*. Más importante aún, los coeficientes de [8] son *exactamente los mismos* que los coeficientes de [7], por lo que, dadas las inflaciones estacionarias, [7] rescata adecuadamente el equilibrio en el mercado local de bienes.<sup>19</sup>

Para analizar los coeficientes de ajuste asociados con este vector de cointegración, es decir, para averiguar cuáles son los mecanismos que corregirían un desequilibrio en el mercado de bienes local, considere la ecuación:

<sup>17</sup> Más aún, la existencia de una prima por riesgo positiva en el largo plazo (ver ecuación [11]) hace esperar que  $\beta_{17} > \beta_{13}$ .

<sup>18</sup> Véase la nota a pie número 10.

<sup>19</sup> Además, la hipótesis de neutralidad asumida en todo el documento implica que la varianza de largo plazo de la tasa de interés nominal estaría explicada por la tasa de interés real. En el cuadro 5 de la sección de resultados se encuentra que más del 70% de la volatilidad de la tasa de interés nominal en el largo plazo se debe a choques reales. El 30% restante corresponde a perturbaciones nominales, lo que da una idea general de las diferencias cuantitativas entre [7] y [8].

$$[9] \quad \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \\ \Delta i_t \\ \Delta e_t \\ \Delta y_t^* \\ \Delta p_t^* \\ \Delta i_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \bullet & \bullet \\ \alpha_{21} & \bullet & \bullet \\ \alpha_{31} & \bullet & \bullet \\ \alpha_{41} & \bullet & \bullet \\ \alpha_{51} & \bullet & \bullet \\ \alpha_{61} & \bullet & \bullet \\ \alpha_{71} & \bullet & \bullet \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & -1 & \beta_{13} & 1 & \beta_{15} & 1 & \beta_{17} \\ \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet \\ \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ p_{t-1} \\ i_{t-1} \\ e_{t-1} \\ y_{t-1}^* \\ p_{t-1}^* \\ i_{t-1}^* \end{bmatrix} + \dots$$

El supuesto de pequeña economía abierta implica que  $\alpha_{51} = \alpha_{61} = \alpha_{71} = 0$ . Esto es, las variables externas no responden ante desequilibrios domésticos. Por su parte, una subvaluación real ( $z_{1t} < 0$ ) presiona al alza al tipo de cambio (depreciación nominal) o hacia abajo al nivel de precios internos, lo que se traduce, respectivamente, en  $\alpha_{41} < 0$  y  $\alpha_{21} > 0$ . El mismo mecanismo de corrección se aplica en el caso de una sobrevaluación real de la moneda. Finalmente, una subvaluación real ( $z_{1t} < 0$ ) implica un exceso de oferta en el mercado de bienes que se corregiría con un desplazamiento hacia la izquierda de la curva *IS* de largo plazo. Ello ocurre si  $\alpha_{11} < 0$  y  $\alpha_{31} < 0$ .

*b) Equilibrio en el mercado financiero*

La segunda relación de largo plazo es:

$$[10] \quad z_{2t} = (i_t - i_t^*) + \beta_{21}y_t + \beta_{24}(e_t + p_t^* - p_t) + \beta_{25}y_t^*$$

y puede ser entendida como el equilibrio en el mercado financiero. De acuerdo con la paridad descubierta de tasas de interés, el diferencial de tasas es igual a la depreciación esperada (estacionaria) más una prima por riesgo (no observable). Es bueno notar que el supuesto  $\beta_{21} = \beta_{22} = \beta_{24} = \beta_{25} = \beta_{26} = 0$  implica una prima por riesgo estacionaria, lo que es difícil de sustentar debido a la constante innovación de los mercados financieros y por la hipótesis de mercados eficientes. De este modo, se espera que el diferencial  $i_t - i_t^*$  cointegre con variables que afecten a la prima por riesgo y que brindan una descripción general del perfil de la economía local relativo a las economías externas.

Si  $\xi_t$  denota a la prima por riesgo de largo plazo, es útil rescribir la ecuación [10] como:

$$[11] \quad i_t - i_t^* = -\beta_{21}y_t - \beta_{24}(e_t + p_t^* - p_t) - \beta_{25}y_t^* + z_{2t} = \xi_t + z_{2t}$$

Considerando una posición fundamentalista sobre los determinantes de largo plazo de la prima por riesgo, una mejora en

productividad reducirá la prima por riesgo de modo que  $\beta_{21} < 0$  y  $\beta_{25} > 0$ . Nuevamente, no se anticipa nada con respecto a la magnitud de estos parámetros, en particular si  $\beta_{21} = -\beta_{25} < 0$ . Por su parte, el signo de  $\beta_{24}$  puede ser controversial. Por un lado, un mayor tipo de cambio real puede conllevar, por argumentos convencionales de mayor competitividad en el sector transable, a una reducción de la prima por riesgo,  $\beta_{24} > 0$ . No obstante, en una economía dolarizada como la peruana es necesario considerar el canal de hoja de balance por lo que el mayor tipo de cambio real podría asociarse con un debilitamiento del patrimonio de las empresas del sector productivo y, por tanto, un incremento en la prima por riesgo,  $\beta_{24} < 0$ .<sup>20</sup>

Considere la ecuación [12] para el análisis de los coeficientes de ajuste:

$$[12] \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \\ \Delta i_t \\ \Delta e_t \\ \Delta y_t^* \\ \Delta p_t^* \\ \Delta i_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bullet & \alpha_{12} & \bullet \\ \bullet & \alpha_{22} & \bullet \\ \bullet & \alpha_{32} & \bullet \\ \bullet & \alpha_{42} & \bullet \\ \bullet & \alpha_{52} & \bullet \\ \bullet & \alpha_{62} & \bullet \\ \bullet & \alpha_{72} & \bullet \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet \\ \beta_{21} & -\beta_{24} & 1 & \beta_{24} & \beta_{25} & \beta_{24} & -1 \\ \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ p_{t-1} \\ i_{t-1} \\ e_{t-1} \\ y_{t-1}^* \\ p_{t-1}^* \\ i_{t-1}^* \end{bmatrix} + \dots$$

El supuesto de pequeña economía abierta es nuevamente utilizado para restringir algunos coeficientes de ajuste para esta relación de largo plazo. Puntualmente,  $\alpha_{52} = \alpha_{62} = \alpha_{72} = 0$ . Por otro lado, se espera que  $\alpha_{32} < 0$  para que se dé el mecanismo de corrección de errores y  $\alpha_{12} > 0$  en tanto una mayor prima por riesgo exigirá una mayor producción para ser reducida. Los signos de los coeficientes  $\alpha_{22}$  y  $\alpha_{42}$  dependen de la relación que exista entre la depreciación real y la prima por riesgo. Considere una situación inicial donde la prima por riesgo se encuentre por encima de su valor de equilibrio. Si  $\alpha_{22} < 0$  y  $\alpha_{42} > 0$ , la reducción necesaria para diluir el desequilibrio se da con una depreciación real. Nuevamente, esta relación es la predicción convencional de modelos de economía abierta sin dolarización. En una economía dolarizada, no obstante, se espera lo contrario:  $\alpha_{22} > 0$  y  $\alpha_{42} < 0$ , por lo que una apreciación real mejorará los indicadores financieros del sector productivo y reducirá consecuentemente la prima por riesgo.<sup>21</sup>

<sup>20</sup> Morón y Winkelried (2002) discuten ampliamente las implicancias de los efectos de hoja de balance.

<sup>21</sup> Véase Céspedes y otros (2000).

c) *Equilibrio en el mercado externo*

La última relación de largo plazo es:

$$[13] \quad z_{3t} = i_t^* + \beta_{35}y_t^* + \beta_{36}p_t^*$$

e involucra el equilibrio externo. El supuesto  $\beta_{31} = \beta_{32} = \beta_{33} = \beta_{34} = 0$  se traduce en que no hay razón para sostener que alguna de las variables domésticas afectará la determinación del equilibrio de largo plazo entre las variables externas. Por su parte, observando la ecuación [14]:

$$[14] \quad \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \\ \Delta i_t \\ \Delta e_t \\ \Delta y_t^* \\ \Delta p_t^* \\ \Delta i_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bullet & \bullet & \alpha_{13} \\ \bullet & \bullet & \alpha_{23} \\ \bullet & \bullet & \alpha_{33} \\ \bullet & \bullet & \alpha_{43} \\ \bullet & \bullet & \alpha_{53} \\ \bullet & \bullet & \alpha_{63} \\ \bullet & \bullet & \alpha_{73} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet \\ \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{35} & \beta_{36} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ p_{t-1} \\ i_{t-1} \\ e_{t-1} \\ y_{t-1}^* \\ p_{t-1}^* \\ i_{t-1}^* \end{bmatrix} + \dots$$

se concluye que  $\alpha_{13} = \alpha_{23} = \alpha_{33} = \alpha_{43} = 0$ . Se espera, asimismo, que  $\alpha_{73} < 0$ .

**2. Identificación de choques**

Una vez determinadas cuáles son las relaciones de largo plazo en el MCE, es posible obtener las respuestas de los elementos del vector  $\mathbf{x}_t$  ante diversos choques estructurales. Como se discutió en el acápite anterior, son 4 las tendencias que generan los datos observados. Estas tendencias, de acuerdo con la ecuación [5], implica necesariamente la existencia de 4 choques que tienen *efectos permanentes* (de largo plazo) sobre los elementos del vector  $\mathbf{x}_t$ .<sup>22</sup> Por diferencia, son 3 los choques que no alteran los niveles de las variables en el largo plazo, es decir, tienen *efectos transitorios*.

Formalmente, considere los vectores:

$$[15] \quad \boldsymbol{\varphi}_t = [\varphi_t^{R*} \quad \varphi_t^{N*} \quad \varphi_t^R \quad \varphi_t^N]' \quad \text{y} \quad \boldsymbol{\psi}_t = [\psi_t^1 \quad \psi_t^2 \quad \psi_t^3]'$$

que recogen, respectivamente, los 4 choques permanentes y los 3 choques transitorios. Los elementos del vector  $\boldsymbol{\varphi}_t$  corresponden (en orden de aparición) a los choques real externo, nomi-

<sup>22</sup> Pero es bueno recordar que sus efectos no son permanentes sobre las relaciones de cointegración  $\boldsymbol{\beta}'\mathbf{x}_t$ .

nal externo, real doméstico y nominal doméstico que generan las 4 tendencias estocásticas de la economía. Los elementos del vector  $\psi_t$  son choques transitorios difíciles de catalogar *a priori*.

De acuerdo con la representación de tendencias comunes [5] del MCE, la matriz  $\Gamma$  captura el efecto de largo plazo del vector  $\phi_t$  sobre  $\mathbf{x}_t$ . Para el modelo propuesto, esta matriz es de orden  $7 \times 4$  y tiene la forma:

$$[16] \mathbf{x}_t = \Gamma \phi_t + \dots \rightarrow \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \\ i_t \\ e_t \\ y_t^* \\ p_t^* \\ i_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & 0 & \gamma_{13} & 0 \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & \gamma_{24} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} & \gamma_{34} \\ \gamma_{41} & \gamma_{42} & \gamma_{43} & \gamma_{44} \\ \gamma_{51} & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_{61} & \gamma_{62} & 0 & 0 \\ \gamma_{71} & \gamma_{72} & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_t^{R*} \\ \phi_t^{N*} \\ \phi_t^R \\ \phi_t^N \end{bmatrix} + \dots$$

Para la identificación en [16] basta con imponer restricciones basadas en dos supuestos:

- El primero, ya utilizado, es el de pequeña economía abierta. Ello implica que los choques domésticos no tienen ningún efecto sobre las variables externas, ni en el corto plazo ni en el largo plazo. Así, un choque será doméstico si sólo afecta a las variables domésticas y externo si afecta a todas las variables del sistema. En términos de [16],  $\gamma_{53} = \gamma_{54} = \gamma_{63} = \gamma_{64} = \gamma_{73} = \gamma_{74} = 0$ .
- El segundo supuesto es el de neutralidad de las variables nominales, que significa que los choques nominales no tienen efectos permanentes sobre las variables reales. De este modo, un choque será nominal si sólo afecta variables nominales en el largo plazo y real si puede afectar permanentemente el nivel de todas las variables. Ello implica que  $\gamma_{12} = \gamma_{14} = \gamma_{52} = \gamma_{54} = 0$ .
- El supuesto de neutralidad alude también a la respuesta de largo plazo del tipo de cambio real. Al ser, valga la redundancia, una variable real, el efecto de choques nominales en esta variable es transitorio. Este hecho adiciona las restricciones  $\gamma_{22} = \gamma_{42} + \gamma_{62}$  y  $\gamma_{23} = \gamma_{43}$ .

Por otro lado, así como en los ejercicios más comunes en la

identificación de modelos VAR<sup>23</sup> es posible imponer varias restricciones sobre los efectos contemporáneos de los diversos choques. Utilizando el conocido hecho de que los residuos del MCE  $\varepsilon_t$  son combinaciones lineales de los choques estructurales, se tiene que:

$$[17] \quad \varepsilon_t = \Phi \begin{bmatrix} \varphi_t \\ \psi_t \end{bmatrix} \rightarrow \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t} \\ \varepsilon_{p,t} \\ \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{e,t} \\ \varepsilon_{y^*,t} \\ \varepsilon_{p^*,t} \\ \varepsilon_{i^*,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} & \phi_{13} & 0 & \phi_{15} & \phi_{16} & \phi_{17} \\ \phi_{21} & \phi_{22} & \phi_{23} & 0 & \phi_{25} & \phi_{26} & \phi_{27} \\ \phi_{31} & \phi_{32} & \phi_{33} & \phi_{34} & \phi_{35} & \phi_{36} & \phi_{37} \\ \phi_{41} & \phi_{42} & \phi_{43} & \phi_{44} & \phi_{45} & \phi_{46} & \phi_{47} \\ \phi_{51} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_{57} \\ \phi_{61} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_{67} \\ \phi_{71} & \phi_{72} & 0 & 0 & 0 & \phi_{76} & \phi_{77} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varphi_t^{R*} \\ \varphi_t^{N*} \\ \varphi_t^R \\ \varphi_t^N \\ \psi_t^1 \\ \psi_t^2 \\ \psi_t^3 \end{bmatrix}$$

Para imponer restricciones sobre los elementos de la matriz  $\Phi$  se tomó en cuenta:

- Nuevamente, el supuesto de pequeña economía abierta, por lo que choques domésticos no conllevan a respuesta alguna a las variables externas. Si el choque  $\psi_t^1$  es algún choque transitorio doméstico, se tiene que  $\phi_{53} = \phi_{54} = \phi_{55} = \phi_{63} = \phi_{64} = \phi_{65} = \phi_{73} = \phi_{74} = \phi_{75} = 0$ .
- El efecto de la política monetaria no es inmediato sobre el producto o la inflación. Entendiendo a los choques nominales como choques de política monetaria, se tiene que  $\phi_{52} = \phi_{62} = \phi_{14} = \phi_{24} = 0$ .
- Se plantea que el choque  $\psi_t^2$  es externo sin efectos contemporáneos sobre la producción y los precios pero que sí afecta a la tasa de interés externa. Esto es, un choque que intenta recoger fluctuaciones de muy corto plazo en los mercados financieros externos. Este supuesto es necesario para garantizar la independencia lineal de las dos últimas columnas de  $\Phi$ .

#### IV. ESTIMACIÓN DEL MCE Y ALGUNAS PROPIEDADES

En esta sección se presentan las estimaciones del MCE. Antes de proseguir, cabe resaltar que el MCE incluye, además de las variables discutidas, dos variables exógenas con cierto poder pre-

<sup>23</sup> Consúltense Favero (2001) para una recopilación bibliográfica.

dictivo sobre la inflación y el PBI domésticos: las variaciones del precio internacional del petróleo y los cambios en el índice climático ENSO (véase el Anexo 1). Además, con el propósito de ganar algunos grados de libertad en la forma reducida del modelo se restringieron los parámetros de los rezagos de variables domésticas a cero en las ecuaciones de las variables externas. Por estos motivos, las distribuciones de contrastes de cointegración como el de Johansen (1991) precisan ser simuladas. Se utilizó un procedimiento *bootstrap* paramétrico para tales fines.

En el cuadro 1 se aprecia que las pruebas de cointegración de Johansen respaldan la existencia de tres relaciones de largo plazo en el sistema y, por tanto, de cuatro tendencias estocásticas. Ello va en línea con la discusión conceptual de la sección III, inciso 1.

**CUADRO 1. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN Y VALORES CRÍTICOS<sup>a</sup>**

Relaciones de cointe- gración	Tendencias estocásticas	Estadístico Traza	Valores críticos <sup>b</sup>				
			80%	90%	95%	99%	pvalue
0	7	171.6	147.1	153.0	157.9	167.5	0.004
1	6	116.8	97.3	101.9	105.5	111.9	0.006
2	5	79.0	61.5	65.2	68.5	74.1	0.003
3	4	48.7	42.2	48.9	51.2	55.6	0.112
4	3	18.7	18.5	20.3	22.0	25.2	0.192
5	2	4.1	7.5	8.5	9.5	11.6	0.826
6	1	0.1	1.1	1.8	2.3	3.6	0.671

<sup>a</sup> La hipótesis nula para la fila  $i$  es que existen como máximo  $i$  ( $n-i$ ) relaciones de cointegración (tendencias estocásticas). <sup>b</sup> Los valores críticos simulados utilizando *bootstrap* paramétrico con 10 000 réplicas.

Por su parte, el cuadro 2 reporta pruebas multivariadas de especificación del MCE, para distintos rezagos y número de relaciones de cointegración. Es fácil concluir que la elección de tres relaciones de cointegración con cinco rezagos reditúa un buen modelo estadístico que además tiene potencialmente las características del sistema económico discutido con anterioridad. De esta manera, los datos no rechazan que sean cuatro las tendencias estocásticas que guían las variables del MCE.

Tras imponer las restricciones discutidas anteriormente a los elementos de las matrices  $\alpha$  y  $\beta$  se llega a la estimación del cuadro 3. Cabe mencionar que estas restricciones hacen que los vectores de cointegración estén sobreidentificados y son estadís-

**CUADRO 2. PRUEBAS MULTIVARIADAS DE ESPECIFICACIÓN DEL MCE<sup>a</sup>**

Relaciones de cointegración	Rezagos de MCE (p)	Normalidad (Jarque Bera) <sup>b</sup>		Autocorrelación (Portmanteau) <sup>c</sup>		Autocorrelación (LM) <sup>c</sup>	
		Estad.	pvalue	Estad.	pvalue	Estad.	pvalue
2	3	19.8	0.000	21.5	0.000	17.8	0.005
	4	16.5	0.000	24.1	0.001	18.1	0.005
	5	27.6	0.006	29.2	0.011	20.1	0.015
	6	39.9	0.179	33.1	0.040	25.8	0.104
	7	56.4	0.783	42.1	0.253	28.6	0.193
3	3	13.5	0.000	20.3	0.000	20.0	0.014
	4	18.3	0.000	23.0	0.001	22.1	0.034
	5	40.2	0.189	31.3	0.313	28.5	0.193
	6	60.7	0.879	41.7	0.239	31.3	0.306
	7	63.5	0.920	45.3	0.377	34.6	0.464
4	3	15.5	0.000	18.4	0.000	19.7	0.012
	4	21.4	0.000	24.5	0.001	22.3	0.036
	5	32.7	0.035	28.5	0.008	21.6	0.027
	6	33.4	0.043	44.2	0.333	28.3	0.184
	7	31.3	0.023	45.9	0.399	31.4	0.313

<sup>a</sup> Los *pvalue* fueron simulados utilizando *bootstrap* paramétrico con 10 000 réplicas. <sup>b</sup> El estadístico se construye a partir de la descomposición de Doornik y Hansen. Asintóticamente es  $\chi^2$  con  $2n$  grados de libertad. La hipótesis nula es que los residuos provienen de una distribución normal multivariada. <sup>c</sup> La prueba de Portmanteau es asintóticamente  $\chi^2$  con  $n^2(0.25T - p + 1) - nr$  grados de libertad. La prueba LM es  $\chi^2$  con  $n^2$  grados de libertad. La hipótesis nula de ambos contrastes es que los residuos no presentan autocorrelación de orden  $p + 1$ .

ticamente significativas.<sup>24</sup> Asimismo, en general el signo de los coeficientes estimados corresponde a lo esperado, con algunos detalles que se mencionarán enseguida.

**CUADRO 3. VECTORES DE COINTEGRACIÓN Y COEFICIENTES DE AJUSTE**

$$\alpha(\beta' x_t) = \begin{bmatrix} -0.11 & 1.27 & 0.00 \\ (3.65) & (3.26) & \\ -0.03 & 0.63 & 0.00 \\ (0.85) & (6.88) & \\ -0.01 & -0.13 & 0.00 \\ (3.03) & (4.88) & \\ -0.07 & -1.00 & 0.00 \\ (3.56) & (4.34) & \\ 0.00 & 0.00 & -0.59 \\ & & (0.51) \\ 0.00 & 0.00 & 0.32 \\ & & (0.94) \\ 0.00 & 0.00 & -0.13 \\ & & (4.02) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1.24 & -1.00 & 7.86 & 1.00 & -1.24 & 1.00 & 21.86 \\ (7.21) & (7.21) & (2.48) & & (7.21) & & (3.48) \\ 0.01 & -0.05 & 1.00 & 0.05 & -0.05 & 0.05 & -1.00 \\ (0.47) & (9.05) & & (9.05) & (8.22) & (9.05) & \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & -0.02 & 0.05 & 1.00 \\ & & & & (6.27) & (8.13) & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ p_{t-1} \\ i_{t-1} \\ e_{t-1} \\ y_{t-1}^* \\ p_{t-1}^* \\ i_{t-1}^* \end{bmatrix}$$

NOTA: Las cifras entre paréntesis son los estadísticos *t*.

<sup>24</sup> El estadístico LR vinculado con la hipótesis de que las restricciones impuestas son válidas es igual a 18.14. Esta cifra es menor al correspondiente valor tabular ( $\chi^2(14) = 23.6$ ) por lo que la hipótesis no se rechaza.

Vale la pena analizar las ecuaciones de equilibrio doméstico un momento. De acuerdo con el cuadro 3, la curva *IS* [8] tiene la forma:

$$r_t = -0.13(e_t + p_t^* - p_t) - 0.16(y_t - y_t^*) - 2.78r_t^*$$

En el largo plazo, una depreciación real de 1.0 punto porcentual se traduce en una reducción de la tasa de interés real doméstica de 0.13%. Este resultado es consistente con el hecho de que la depreciación real incrementa, en el largo plazo, la competitividad nacional y reduce así el costo de capital (tasa de interés real). Además, se aprecia que un incremento en el ratio de productividad,  $y_t - y_t^*$ , de 1.0 punto porcentual reducirá la tasa de interés real en 0.16%. Finalmente, una tasa de interés real externa mayor en 1% reducirá la tasa de interés real doméstica en 2.8 por ciento.

Con respecto a los coeficientes de ajuste, se puede concluir que ante un desequilibrio en el mercado de bienes, se encontró evidencia que un exceso de oferta en el mercado de bienes (una tasa de interés real por encima de su valor de equilibrio o un tipo de cambio real sobrevaluado,  $z_{1t} > 0$ ), tenderá a reducir las cuatro variables domésticas.<sup>25</sup> Un resultado interesante es que si la reducción del PBI fuera el único mecanismo de corrección, el equilibrio sería restituido en cerca de 7 meses.

Por otro lado, la condición de equilibrio en el mercado financiero viene dada, de acuerdo con [11], por:

$$r_t - r_t^* = -0.05(e_t + p_t^* - p_t) + 0.05y_t^*$$

Según esta ecuación, en el largo plazo, una depreciación real de 1.0% se traduce en una reducción de la prima por riesgo (del diferencial de tasas) en 0.05%. Este resultado es interesante ya que, a pesar de que la economía se encuentra fuertemente dolarizada, en el largo plazo el efecto de mayor competitividad producto de una depreciación real es mayor que un eventual efecto de hoja de balance.<sup>26</sup> Por su parte, un incremento de 1%

<sup>25</sup> Se esperaba que  $\alpha_{21} > 0$ . Se obtuvo, por el contrario,  $\alpha_{21} < 0$  aunque sin significancia estadística.

<sup>26</sup> Este resultado contrasta con lo hallado en Carranza y otros (2003) quienes estudian el efecto del tipo de cambio sobre el producto a nivel de firmas con técnicas de datos de panel. Sus resultados señalan que en una depreciación el efecto contractivo de hoja de balance más que compensa el efecto positivo de exportaciones netas. Las razones son el alto grado de dolarización de pasivos y la contracción del crédito en respuesta al deterioro de las hojas de balance de las empresas. El efecto que domina es la contracción crediticia que el MCE no recoge necesariamente.

en el producto externo incrementa la prima por riesgo en 0.05%. Ello se interpreta como que las inversiones extranjeras en Perú se realizan tras una comparación del desempeño de la economía local con las economías extranjeras.

¿Cómo reaccionan las variables del MCE ante desequilibrios en el mercado financiero? Como mecanismos de corrección, se encontró evidencia que ante una prima por riesgo por encima de su valor de equilibrio el PBI y el nivel de precios debe aumentar mientras que la tasa de interés nominal y el tipo de cambio deben disminuir. Es bueno comentar brevemente el último hallazgo. Partiendo de un diferencial de inflaciones estable, si bien en el largo plazo una depreciación real disminuye la prima por riesgo, en el corto plazo una apreciación real es el fenómeno que permitiría reducirla ( $\alpha_{22} > 0$  y  $\alpha_{42} < 0$ ). Esto puede entenderse como la existencia de significativos efectos hoja de balance en el corto plazo que son luego, en el largo plazo, más que compensado por efectos de competitividad externa. Ello es consistente con las relaciones detrás del primer vector de cointegración.

No obstante, surge una inquietud: ¿Acaso no se observan depreciaciones nominales casi inmediatas frente a incrementos en la prima por riesgo (por ejemplo, en el riesgo país)? Los hallazgos mencionados no contradicen esta regularidad empírica. Una depreciación nominal como respuesta ante una mayor percepción de riesgo se relaciona con el sentimiento del mercado y no es necesariamente una respuesta que vaya a corregir el incremento de la prima por riesgo.<sup>27</sup> Una visión más fundamentalista, vinculada con predicciones de modelos teóricos, sugiere que una apreciación nominal (que derive en una apreciación real), en un mundo donde la mayoría de pasivos corporativos se encuentran en dólares, reforzaría el patrimonio de las empresas, con una consecuente reducción de la prima por riesgo.<sup>28</sup> Esta respuesta restituye el equilibrio y va en línea con las predicciones del MCE.

Por otro lado, la dinámica de corto plazo de las variables del modelo es compleja y será analizada con mayor detalle en la siguiente sección, una vez identificado los choques estructurales que la propician. Sin embargo, antes de proseguir es conveniente preguntarse si las propiedades del modelo son consistentes con la investigación previa. Para responder rápidamente a la

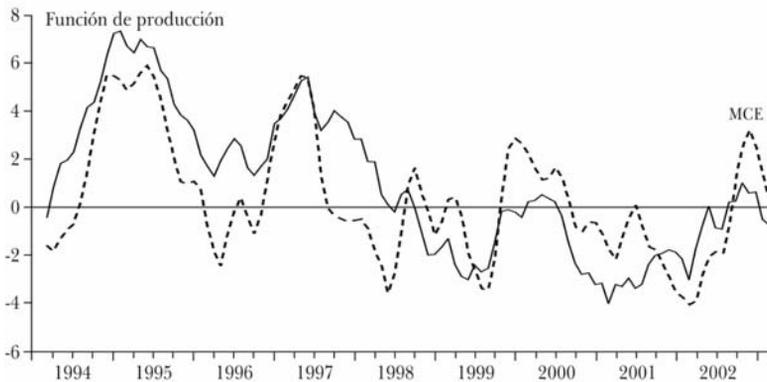
<sup>27</sup> Mayor detalle y evidencia para América Latina se encuentra en Winkelried (2003).

<sup>28</sup> Consúltese Morón y Winkelried (2002).

interrogante, se procedió a calcular el indicador de desequilibrio en el mercado de bienes implícito en el MCE y compararlo con alguna medida de la brecha del producto, un indicador más familiar de desequilibrio de corto plazo. Se utilizó la brecha del producto calculada en Miller (2003) con el método de la Función de Producción.

Como se aprecia en la gráfica I, este cálculo se encuentra fuertemente relacionado con la medida de brecha del producto utilizada usualmente en el análisis y proyección de la inflación. Si bien existen discrepancias entre las medidas, atribuibles principalmente a las diferencias entre las metodologías utilizadas, la dinámica recogida en el MCE es similar con lo empleado en los modelos semiestructurales de proyección como el expuesto en Luque y Vega (2003).

**GRÁFICA I. COMPARACIÓN DE MEDIDAS DE DESEQUILIBRIO EN EL MERCADO DE BIENES**



NOTA: Las series son los promedios móviles de tres meses de las brechas.

## V. LOS CHOQUES ESTRUCTURALES

Una vez estimado el MCE y determinadas las relaciones de largo plazo consistentes con los datos y con la teoría económica, es posible analizar cuáles son los choques que explican las distintas variables del modelo y en qué horizontes operan. Recordando lo establecido en la sección III, inciso 2, los choques pueden ser clasificados en varias categorías:

- Un choque tiene efectos permanentes si en el largo plazo afecta el nivel de las variables del MCE, sin afectar las relaciones de cointegración expuestas. Por su parte, el choque tiene

efectos transitorios si no afecta en el largo plazo el nivel de las diversas variables del modelo.

- Un choque es real si en el largo plazo afecta el nivel de las variables reales del modelo (los índices de producción externo y doméstico). Por otro lado, el choque es nominal si el efecto acumulado sobre la producción interna y externa es cero en el largo plazo. Ha sido posible implementar esta clasificación a partir de la hipótesis de neutralidad.
- Un choque es externo si conlleva a algún tipo de respuesta en las variables externas (e internas) del modelo. Por el contrario, el choque es doméstico si sólo genera respuestas de las variables internas del modelo. Esta clasificación fue posible por el hecho de que Perú es una economía pequeña y abierta.

### 1. Estimación e interpretación

Los choques permanentes ya han sido reconocidos en la ecuación [15] y se anticipan algunos resultados al categorizar las dos primeras perturbaciones transitorias como, en términos de Cushman y Zha (1997), choques de información (doméstico y externo). Estos choques, al tener efectos de muy corto plazo, se vinculan al comportamiento volátil del mercado financiero y, por tanto, se espera que sus efectos sean mayores sobre las tasas de interés y el tipo de cambio nominal.

Utilizando los procedimientos expuestos en el Anexo 2, se procedió a estimar las matrices  $\Gamma$  y  $\Phi$  con las restricciones presentadas en las ecuaciones [16] y [17]. Los resultados se muestran en el cuadro 4. Ciertamente, es ambicioso pretender identificar con exactitud el origen de cada choque. Sin embargo, a continuación se ensaya una lectura a los resultados tal que permite “etiquetar” a cada uno, de acuerdo con los efectos causados en las variables del MCE.

El choque real externo es un choque de demanda que incrementa en el corto y largo plazo el nivel de precios y el PBI domésticos. Asimismo, el nivel de precios y el PBI externos sufren una disminución en el largo plazo. Si se agrega el hecho que el choque induce a una apreciación nominal que no se corrige, puede deducirse que el efecto cualitativo del choque tiene que ver con un incremento en la competitividad de la economía peruana, relativa a la externa. De hecho, el choque tiene muchas de las características de una mejora en los términos de intercambio. Por su parte, el choque real doméstico presenta

**CUADRO 4. ESTIMACIÓN ESTRUCTURAL DEL MCE (MATRICES  $\Gamma$  Y  $\Phi$ )**

$$\begin{aligned}
 \mathbf{x}_t = \Gamma \Phi_t + \dots \rightarrow & \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \\ i_t \\ e_t \\ y_t^* \\ p_t^* \\ i_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.52 & 0 & 0.43 & 0 \\ 0.63 & -1.12 & 0.29 & -0.81 \\ 0.04 & 0.01 & 0.08 & 0.01 \\ 0.01 & -0.43 & 0.41 & -0.81 \\ 0.32 & 0 & 0 & 0 \\ 0.06 & -0.69 & 0 & 0 \\ 0.06 & 0.01 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Phi_t^{R^*} \\ \Phi_t^{N^*} \\ \Phi_t^R \\ \Phi_t^N \end{bmatrix} + \dots \\
 \boldsymbol{\varepsilon}_t = \Phi \begin{bmatrix} \Phi_t \\ \Psi_t \end{bmatrix} \rightarrow & \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t} \\ \varepsilon_{p,t} \\ \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{e,t} \\ \varepsilon_{y^*,t} \\ \varepsilon_{p^*,t} \\ \varepsilon_{i^*,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1.00 & -0.08 & 1.00 & 0 & 0.00 & 0.39 & 0.00 \\ 0.62 & -0.52 & 0.31 & 0 & 0.00 & 0.05 & 0.00 \\ 0.04 & 1.21 & 0.42 & 1.00 & 0.10 & 0.12 & 0.00 \\ -0.08 & 0.79 & 0.19 & -0.47 & 1.00 & 1.00 & 0.00 \\ -0.73 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.00 & 0.08 \\ -0.05 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.12 & 0.57 \\ -0.01 & 1.00 & 0 & 0 & 0 & 0.92 & 1.31 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Phi_t^{R^*} \\ \Phi_t^{N^*} \\ \Phi_t^R \\ \Phi_t^N \\ \Psi_t^1 \\ \Psi_t^2 \\ \Psi_t^3 \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

NOTA: Las cifras entre paréntesis son los estadísticos *t*.

efectos similares en el largo plazo (aunque induce a un incremento del tipo de cambio real) y puede ser visto como un desplazamiento hacia la derecha de la curva *IS*, presumiblemente por una expansión en la inversión local.

El choque externo nominal también es un choque de demanda que fomenta un incremento en la tasa de interés nominal doméstica, una apreciación nominal y una reducción permanente del nivel de precios. Esta perturbación puede interpretarse como un incremento en la tasa de interés internacional o una política monetaria restrictiva en las economías industrializadas. Por otro lado, el choque tiene las características de un choque de política monetaria: no genera una respuesta contemporánea ni el producto ni en el nivel de precios, induce en el impacto a una apreciación nominal y reduce permanentemente el nivel de precios.<sup>29</sup>

La quinta perturbación es un choque de información doméstico, con características de ataque especulativo: una depreciación nominal en el impacto acompañada por cierta respuesta

<sup>29</sup> Se sugiere revisar los comentarios finales (sección VI) para una mayor discusión sobre esta conclusión.

correctiva de la tasa de interés nominal. El sexto choque es similar pero tiene efectos en las variables externas, por lo que tiene que ver con movimientos originados en los mercados financieros internacionales. El séptimo choque no presenta efectos considerables en las variables domésticas y es difícil de interpretar. Lo único que se puede concluir con cierta confiabilidad es que es externo.

## 2. Importancia de los choques en las variables del MCE

En el cuadro 5 se presenta la descomposición de la varianza de las variables domésticas del modelo. Estas cifras son una medida de la importancia que tiene cada uno de los choques mencionados en explicar las distintas variables en varios horizontes de tiempo.

En el cuadro, se aprecia que son los choques reales los que explican casi la totalidad de variabilidad del PBI doméstico ( $y$ ). En el largo plazo, cerca del 70% de éste se debe a fluctuaciones reales internas mientras que el 30% restante se explica por cambios en las condiciones externas, como, por ejemplo, variaciones en los términos de intercambio. Este resultado se relaciona con la estructura productiva sectorial del país: cerca del 70% corresponde a bienes no transables mientras que el resto se trata de bienes transables.<sup>30</sup>

Por su parte, las tendencias nominales, por construcción, no tienen efectos sobre el PBI en el largo plazo. Sin embargo, en menos de un año un significativo 12% de la volatilidad del PBI es explicado por choques nominales domésticos (de política monetaria), mientras que en un horizonte de un año esta contribución se reduce a 8%. Ello sugiere cierta influencia de la política monetaria sobre el gasto dentro de un horizonte de 12 meses a partir del choque, lo que evidencia la existencia de un canal de inversión de la política monetaria.

En el largo plazo la tendencia nominal interna explica el 66% de la varianza del nivel de precios ( $p$ ) mientras que la tendencia nominal externa contribuye con un 27%. Este resultado sugiere que el proceso de desinflación vivido en los años noventa se ha debido en gran parte al manejo monetario local, a la vez que ha sido influenciado por procesos similares en las economías de la región y en los socios comerciales.

En el corto plazo (menos de un año), una importante proporción de la inflación es explicada por choques reales (17% por

<sup>30</sup> Consúltese INEI (2000).

**CUADRO 5. DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PREDICCIÓN DE LAS VARIABLES DEL MCE (en porcentajes)**

Variable	Meses	Choques permanentes				Choques transitorios				Total		
		Real externo		Real doméstico		Nominal		Doméstico de			Externo de in-	
		Real externo	Nominal externo	Real doméstico	Nominal doméstico	doméstico	información	formación	Otro choque externo			
y	6	31.5	4.7	43.5	11.9	2.9	4.3	1.1	100			
	12	35.0	2.4	47.2	8.3	2.1	4.0	1.0	100			
	24	30.04	2.1	58.3	4.2	2.6	1.9	0.5	100			
	48	27.7	1.2	65.2	2.8	1.6	1.5	0.0	100			
p	∞	31.0	0.0	68.9	0.0	0.0	0.0	0.0	100			
	6	17.0	15.4	22.0	32.1	4.1	4.2	5.1	100			
	12	11.7	15.4	17.0	43.9	2.3	4.3	5.4	100			
	24	7.0	23.2	9.7	49.6	3.8	3.0	3.6	100			
i	48	1.7	25.0	8.8	58.8	1.7	1.7	2.4	100			
	∞	1.9	27.4	4.7	66.0	0.0	0.0	0.0	100			
	6	11.2	22.2	15.2	13.3	13.5	19.8	4.8	100			
	12	10.2	24.6	13.8	12.1	11.9	22.1	5.4	100			
e	24	8.2	28.2	14.8	13.0	19.7	15.6	0.4	100			
	48	6.6	34.1	20.7	19.0	10.7	7.6	1.4	100			
	∞	5.3	37.0	33.5	24.2	0.0	0.0	0.0	100			
	6	4.4	16.5	8.1	12.7	25.9	25.9	6.5	100			
e	12	2.8	17.8	8.5	13.5	28.2	24.5	4.7	100			
	24	2.3	21.1	14.7	17.5	19.7	17.1	7.5	100			
	48	1.8	29.3	16.7	24.2	11.5	9.9	6.5	100			
	∞	0.4	41.3	23.7	34.7	0.0	0.0	0.0	100			

choques externos y 22% por choques domésticos). Asimismo, cuando se pasa de un horizonte de 6 meses a uno de 12 meses se observa un incremento significativo de la importancia del choque de política monetaria (nominal doméstico) en determinar el nivel de precios. Ello es consistente con hallazgos previos que el rezago de política monetaria (cuánto tiempo toma un choque de política en transmitirse a la inflación) es mayor a un año, aunque comienza a manifestarse en horizontes más cortos.

Con respecto a la tasa de interés interna ( $i_t$ ), se aprecia que en choques transitorios (de información) son importantes, llegando a explicar el 22% de la volatilidad en un año. En el largo plazo, por su parte, los determinantes de la tasa de interés se dividen entre la tendencia nominal (política monetaria) externa (con 37%), la tendencia real doméstica (con 34%) y la tendencia nominal doméstica (choque de política monetaria, con 24 por ciento).

Finalmente, en el corto plazo los diversos choques transitorios, vinculados con el comportamiento de los mercados financieros y el efecto de “noticias” (choques de información) sobre éstos, son importantes predictores del tipo de cambio ( $e_t$ ). En el largo plazo, aspectos fundamentales adquieren mayor relevancia como lo son los choques de política monetaria (externos, con 41% e internos, con 35%) y choques reales domésticos (con 24 por ciento).

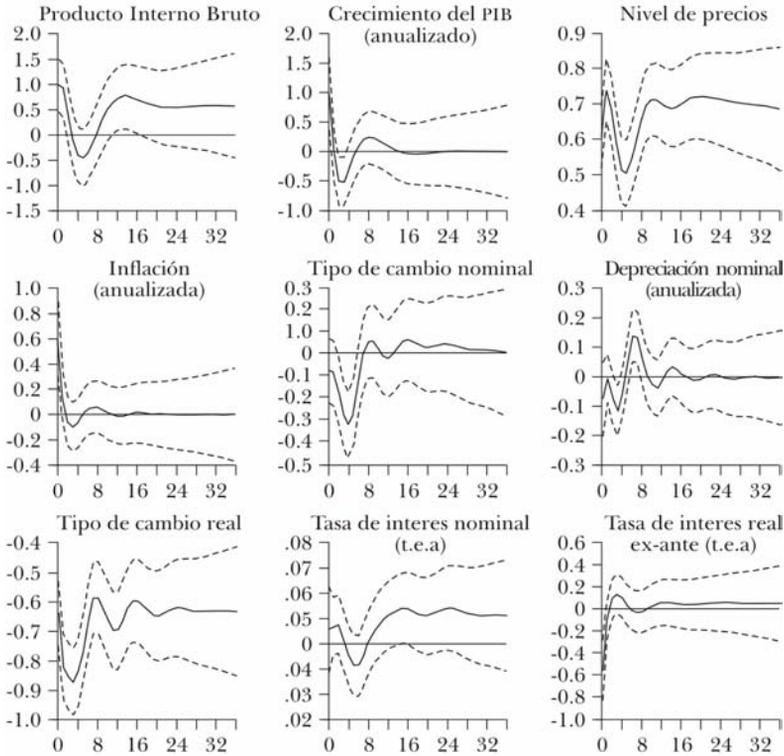
### 3. Funciones impulso-respuesta

Los resultados anteriores pueden ser analizados con mayor detalle al observar cómo responden las variables del MCE, y algunas definiciones derivadas a partir de ellas, ante los choques estructurales. A continuación se presentan las funciones de respuesta ante un impulso considerando los choques con efectos permanentes,<sup>31</sup> que según el cuadro 5 son los relevantes para explicar tanto el PBI como el nivel de precios domésticos.

En la gráfica II se muestran las respuestas ante el choque real externo. Como se ha explicado, se observa como respuesta contemporánea (en el impacto) un incremento en el PBI e inflación (choque de demanda), acompañado de una reducción en la tasa de interés real y una apreciación real. En el largo plazo, se percibe un aumento en el nivel del PBI, el nivel de precios, una apreciación real y no se tienen efectos sobre la tasa de interés real. Se confirma que el choque real externo se puede inter-

<sup>31</sup> Las respuestas ante los choques transitorios pueden ser solicitadas al autor.

**GRÁFICA II. RESPUESTA DE VARIABLES DOMÉSTICAS ANTE EL CHOQUE REAL EXTERNO**



NOTA: La magnitud del choque fue tal que conlleva a un aumento en el impacto de 1% en el PBI. Las respuestas han sido suavizadas sin alterar su comportamiento. Las bandas de confianza fueron calculadas con los errores estándares asimptóticos del MCE.

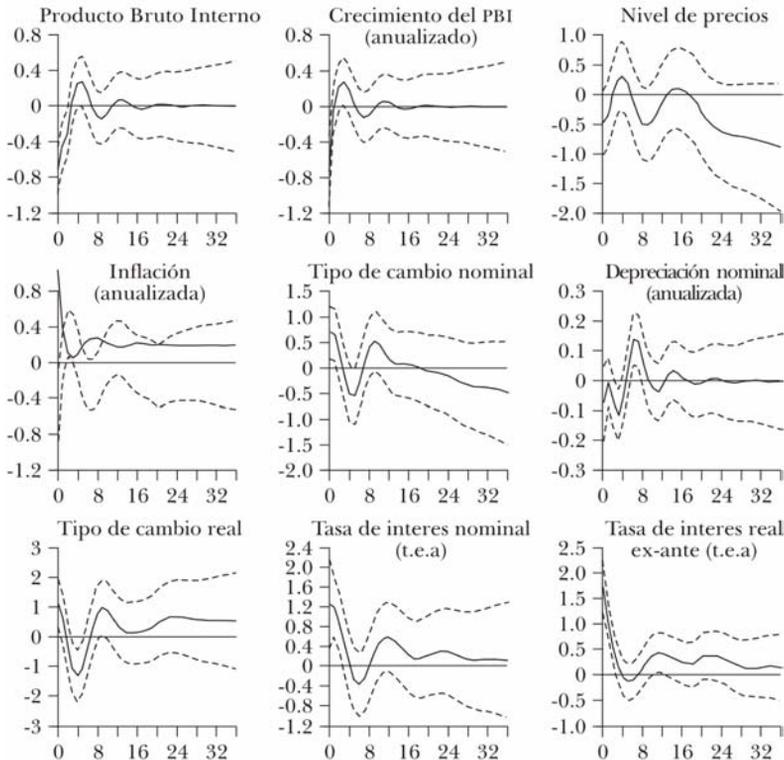
pretar como un aumento en los términos de intercambio y explica, en el largo plazo, el 30% de la variabilidad del PBI doméstico.<sup>32</sup>

En la gráfica III se presentan las respuestas ante el choque nominal externo, interpretado como un aumento en la tasa de

<sup>32</sup> Canova (2003) encuentra que en algunos países de América Latina, entre ellos el Perú, cerca del 55% de las fluctuaciones domésticas se explican por variables externas. Esta cifra es mayor a la encontrada presumiblemente porque Canova utiliza variables como precios de *commodities* e índices de bonos de mercados emergentes que podrían estar afectando la inversión en el país. Al parecer, el choque real doméstico estaría recogiendo este efecto ya que las fluctuaciones en las variables mencionadas típicamente no tienen efectos sobre los países "externos" considerados en los datos.

interés internacional. Cabe recordar que este choque explica en el largo plazo cerca del 30% del nivel de precios doméstico, y cerca del 40% de la variabilidad de la tasa de interés local y del tipo de cambio.

**GRÁFICA III. RESPUESTA DE VARIABLES DOMÉSTICAS ANTE EL CHOQUE NOMINAL EXTERNO**



NOTA: La magnitud del choque fue tal que conlleva a un aumento en el impacto. De 1% en la tasa de interés internacional (no mostrado).

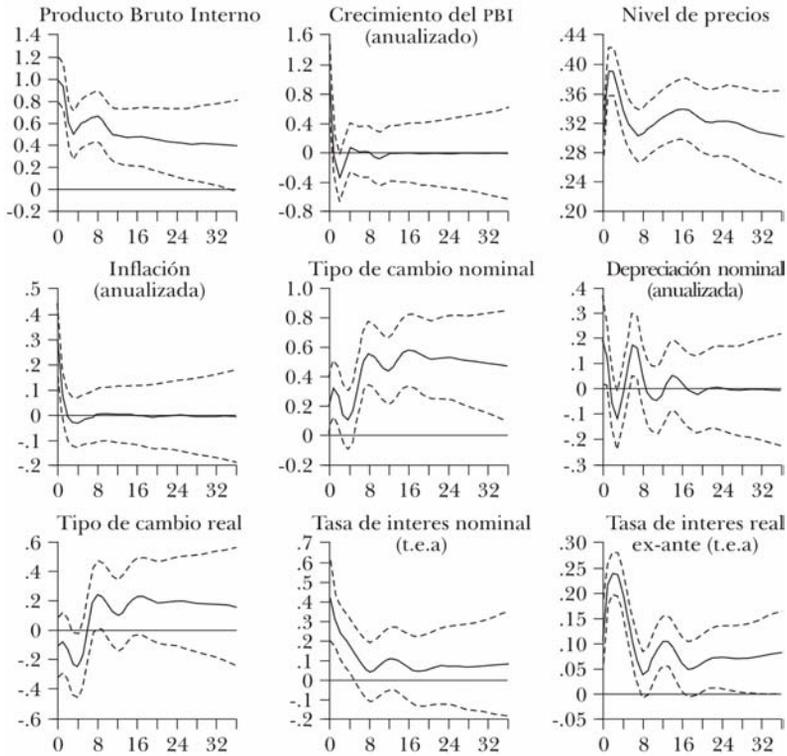
La respuesta inicial negativa del PBI ante este choque encuentra tres explicaciones relacionadas. En primer lugar, la mayor tasa de interés externa induce a una depreciación nominal que, en un contexto de pasivos dolarizados, es contractiva (en el corto plazo). En segundo lugar, la mayor tasa de interés externa incrementa el costo de financiarse en dólares, traducándose en condiciones monetarias restrictivas. Finalmente, el choque incrementa la tasa de interés local, restringiendo aún más las condiciones monetarias. Nuevamente, esta gráfica su-

giere la existencia de un canal de inversión tanto en dólares como en nuevos soles.

Por su parte la respuesta negativa de la inflación puede entenderse de dos maneras. La primera implica un efecto *pass-through*. El modelo incluye una ecuación de equilibrio en el mercado externo de modo que la mayor tasa de interés externa conlleva a una menor inflación internacional que, aparentemente, es transferida a los precios domésticos. Por otro lado, podría pensarse en un componente de demanda de la inflación (véase el cuadro 5), de forma que la reducción en la inflación se asocia con la desaceleración de la actividad económica.

Por otro lado, en la gráfica IV se presentan las respuestas ante el choque real doméstico, etiquetado como un aumento en la inversión. Es bueno recordar que, según el cuadro 5, este choque es importante al explicar el 70% de la variabilidad del PBI,

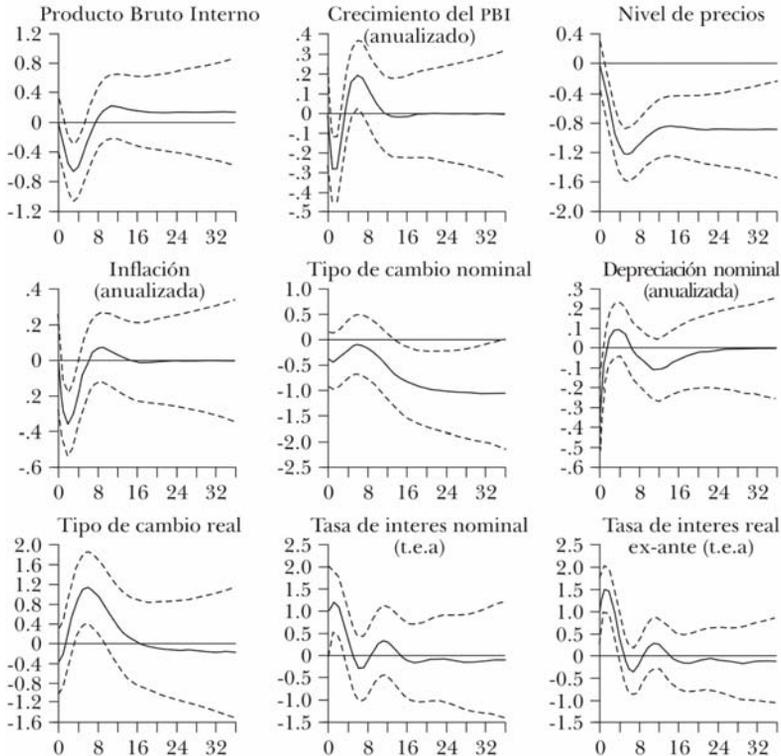
**GRÁFICA IV. RESPUESTA DE VARIABLES DOMÉSTICAS ANTE EL CHOQUE REAL DOMÉSTICO**



NOTA: La magnitud del choque fue tal que conlleva a un aumento en el impacto de 1% en el PBI.

el 30% de la varianza de la tasa de interés local y el 20% de la volatilidad tipo de cambio nominal en el largo plazo. El choque real doméstico se entiende como un desplazamiento de la curva *IS*. De acuerdo con la sección III, inciso 1, apartado (a), una vez ocurrido el choque se requiere de una ligera reducción del PBI, del nivel de precios y de la tasa de interés doméstica para restablecer el equilibrio.

**GRÁFICA V. RESPUESTA DE VARIABLES DOMÉSTICAS ANTE EL CHOQUE NOMINAL DOMÉSTICO**



NOTA: La magnitud del choque fue tal que conlleva a un aumento en el impacto de 1% en la tasa de interés nominal doméstica. Las respuestas han sido suavizadas sin alterar su comportamiento. Las bandas de confianza fueron calculadas con los errores estándares asíntóticos del MCE.

Finalmente, en la gráfica V se presentan las respuestas ante el choque nominal doméstico. De acuerdo con el cuadro 5, este choque explica en el largo plazo cerca más del 60% del nivel de precios doméstico, el 25% de la variabilidad de la tasa de interés local y el 35% de la volatilidad del tipo de cambio nominal. En

el corto plazo (horizontes menores a un año) explica más del 10% de la variabilidad del PBI real.

El comportamiento del PBI y el nivel de precios ante este choque sugiere la presencia de importantes efectos de demanda sobre la inflación. Las respuestas del PBI e inflación son, sin embargo, más rápidas que las esperadas o que las consideradas en los modelos de proyección. Según esta figura el rezago de política monetaria es menor a un año y se perciben sus efectos en la inflación y en el PBI simultáneamente. Las razones detrás de este resultado aparentemente contraintuitivo son la frecuencia mensual de los datos y la marcada volatilidad de la tasa de interés en la muestra analizada (desde 1994). No obstante, las magnitudes de las respuestas parecen razonables: el incremento de 1.0% de la tasa de interés reduce al PBI (la brecha del producto) entre 0.5 y 0.6% y la inflación entre 0.2 y 0.3%. Estos efectos vienen acompañados de un incremento de 0.5% la tasa de interés real en nuevos soles y una apreciación nominal de entre 0.5 y 1.0 por ciento.

## VI. COMENTARIOS FINALES

El ejercicio de identificación expuesto ha permitido derivar dos conclusiones importantes para el diseño de la política monetaria en el Perú. En primera instancia, a partir del análisis de descomposición de varianza y de los efectos del choque identificado como de política monetaria, se ha evidenciado la presencia de un canal de tasa de interés por el cual acciones del Banco Central afectan la demanda agregada y la inflación. No obstante, el MCE utiliza datos bastante agregados y no es del todo capaz de identificar la moneda en la que el mencionado canal opera. Intuitivamente, se espera que el mismo choque de política genere efectos en la misma dirección en las tasa de interés reales tanto en soles (directamente) como en dólares (indirectamente, a través de su efecto sobre el tipo de cambio esperado). La investigación futura podría concentrarse en desagregar este canal por monedas, por ejemplo, incluyendo una tasa de interés doméstica en dólares en el MCE.

Asimismo, este documento ha tenido la ventaja sobre trabajos previos no sólo de contar con mayor información, sino además de incluir en la muestra casi tres años de tasas de interés estables. Como se desprende de Christiano y otros (1998), identificar choques de política es una tarea más complicada si se utilizan agregados monetarios como instrumentos, en comparación

con utilizar tasas de política monetaria. Por este motivo, tomando como antecedente los hallazgos de Barrera (2000), la aplicación de una metodología como la expuesta en el futuro, cuando se cuente con periodos más prolongados de tasas estables, podría brindar un mejor entendimiento del canal de interés aquí esbozado.

No obstante, es bueno reconocer algunas limitaciones. Como se vio, el choque identificado como *de política monetaria* es en realidad un *choque de demanda nominal*. A juicio del autor, la correcta identificación histórica de choques monetarios requeriría, para el caso peruano, la introducción de la cantidad por dinero, pues ésta es una variable informativa sobre las tendencias nominales de largo plazo, sobre todo considerando el proceso de desinflación en el Perú durante los noventa. Alternativamente, consistentemente con el esquema de metas de inflación, también podría interpretarse al choque nominal como un cambio (permanente) en la meta de inflación. Considerar estos aspectos podría refinar los hallazgos de este documento

La segunda conclusión tiene que ver con la presencia de efectos de hojas de balances que lleva a contracciones después de depreciaciones reales. El análisis permite sostener que estos efectos son importantes en el corto plazo, pero en el largo plazo son más que compensados por las mejoras en competitividad motivadas por la depreciación. Es interesante notar este hallazgo se da con datos agregados. La investigación futura podría procurar brindar mayor evidencia al respecto, considerando variables crediticias o exportaciones netas (en lugar, por ejemplo de  $y_t^*$ ) en el MCE.

## Anexo 1

### INFORMACIÓN UTILIZADA

Los datos utilizados en la sección empírica de este documento son mensuales desde enero de 1993 hasta abril de 2003. Las variables son expresadas en logaritmos y multiplicadas 12 por lo que sus variaciones son tasas porcentuales anualizadas. La excepción a esta regla son las tasas de interés que son expresadas en niveles anualizados. Además, como una prueba de solidez de resultados se realizaron estimaciones utilizando varias definiciones de las variables, obteniendo resultados cualitativamente similares. Éstas se señalan a continuación entre corchetes:

### VARIABLES DOMÉSTICAS (Fuente: BCRP)

- $y$  Índice de PBI Real [Índice del PBI No Primario] desestacionalizado
- $p$  IPC subyacente [IPC]
- $i$  Tasa de interés nominal interbancaria ajustada (ver abajo)
- $e$  Tipo de cambio nominal (S/. por US\$)

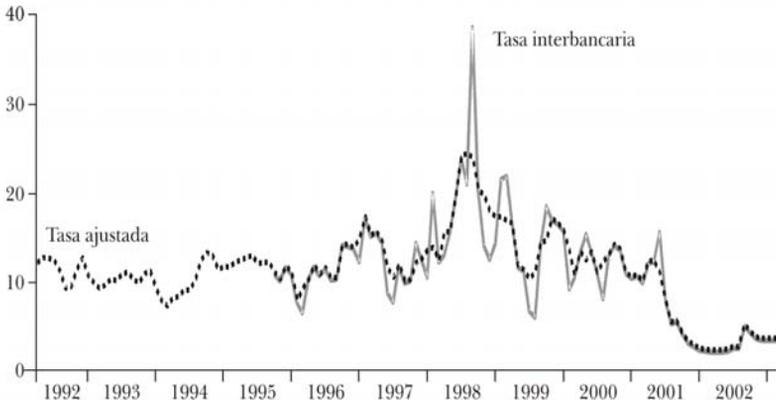
### VARIABLES EXTERNAS (Fuente: www.economagic.com)

- $y^*$  Índice de producción industrial de países industrializados [de EEUU]
- $p^*$  IPC de países industrializados [IPC de EEUU]
- $i^*$  Tasa LIBOR en dólares a 3 meses

### VARIABLES EXÓGENAS AL VAR

- Precio del petróleo WTI (Fuente: Bloomberg)
- Índice climático ENSO (Fuente: www.cdc.noaa.gov/~kew/MEI/)

**GRÁFICA A.1. TASAS DE INTERÉS INTERBANCARIA OBSERVADA Y LA UTILIZADA EN EL MCE**



La intención de incluir una tasa de interés es la de contar en el modelo con algún instrumento de política monetaria. La tasa de interés corto plazo disponible en moneda nacional es la tasa interbancaria (desde octubre de 1995). Hasta fines de los años

noventa esta tasa era determinada libremente por el mercado sin mayor influencia del BCRP, quien monitoreaba agregados monetarios directamente. Por este motivo, los datos observados no responden necesariamente a una variable de política monetaria.

Para lidiar con este problema se estimó una ecuación que explica la tasa a partir de indicadores operativos del BCRP como el excedente de encajes, los saldos en cuenta corriente y la tasa de redescuento. Con este procedimiento no sólo se consiguió una tasa de interés más suave sino que además se pudo proyectar hacia atrás sus valores, de enero de 1992 hasta septiembre de 1995. Los resultados se muestran en la gráfica A. I.

## *Anexo 2*

### ESTIMACIÓN DE LA FORMA ESTRUCTURAL

La estimación de la forma estructural del MCE es, en principio, similar a la de un VAR estructural. No obstante, es necesario considerar un conjunto de restricciones pertinentes que aseguren la consistencia entre la forma estructural y la existencia de cointegración. En Warne (1993) se propone un procedimiento para la estimación de las matrices  $\Phi$  y  $\Gamma$  descritas en el texto y se desarrolla la teoría asintótica formal relacionada. Sin embargo, los resultados obtenidos con la implementación de dicho procedimiento no fueron satisfactorios. Como sostienen Davidson y MacKinnon (1993), la estimación de la forma estructural tiende a ser muy sensible a los supuestos de identificación, al implicar el uso de condiciones de momentos que no son necesariamente las que se ven reflejadas en los datos. Ello es particularmente cierto si los datos son volátiles, como ocurre en esta investigación. Más aún, debe considerarse que usualmente la estimación puede llevar a múltiples soluciones o a situaciones en donde las matrices de parámetros estructurales son singulares y, por ende, se encuentren puntos en el espacio de parámetros que vuelvan indefinida la función objetivo del problema de estimación.

Por estos motivos, se optó por una estrategia de estimación distinta a las propuestas en la literatura. Ésta apunta a aliviar la carga computacional detrás de la estimación estructural y a levantar las posibles indeterminaciones mediante un mayor control del problema de optimización relacionado. El método es secuencial y consiste en *concentrar* la estimación en algunos parámetros “fáciles de estimar” y condicionar la estimación de pa-

rámetros “difíciles de estimar” a los resultados hallados en las etapas previas. Cabe mencionar que la propuesta está basada en la conciliación de los resultados analíticos de Warne (1993), Johansen (1995) y Gonzalo y Ng (2001).

Para efectos de la discusión, es bueno recordar que el MCE, con  $n$  variables y  $r$  relaciones de cointegración, está definido por la ecuación [2]. Además, los choques estructurales están recogidos en los vectores definidos en [15] donde  $\phi_t$  es un vector de dimensión  $k = n - r$  que recoge los choques con efectos permanentes mientras que  $\psi_t$  recoge  $r$  choques con efectos transitorios. Esta representación implica, por [5], que:

$$[A.1] \quad \lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\partial \mathbf{x}_{t+h}}{\partial \phi_t} = \Gamma_{n \times k} \quad \text{y} \quad \lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\partial \mathbf{x}_{t+h}}{\partial \psi_t} = \mathbf{0}_{n \times r}$$

Asimismo, como se vio en [17], los residuos del MCE son combinaciones lineales de los choques estructurales, señalados en la siguiente ecuación:

$$[A.2] \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t = \Phi \begin{bmatrix} \phi_t \\ \psi_t \end{bmatrix} = \Phi \mathbf{v}_t$$

Seguendo a Amisano y Giannini (1997), la estimación de la forma estructural se centra en maximizar:

$$[A.3] \quad \ell = -2 \ln(|\Phi|) - \text{traza} \left( \left( \Phi^{-1} \right)' \left( \Phi^{-1} \right) \left[ \frac{\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t'}{T} \right] \right)$$

donde, como se verá en seguida, la elección de  $\Phi$  está sujeta a tres conjuntos de restricciones lineales: *i*) restricciones que aseguren la consistencia con la cointegración de los elementos del vector  $\mathbf{x}_t$  (que implica una relación entre  $\Phi$  y  $\Gamma$ ); *ii*) restricciones sobre efectos contemporáneos de los choques estructurales sobre los residuos del MCE; y *iii*) restricciones sobre efectos acumulados de los choques sobre los elementos de  $\mathbf{x}_t$ .

Se procede en cuatro pasos:

*Primer paso:* Es necesario encontrar una relación entre  $\Phi$  y  $\Gamma$ . Considere la representación VMA del MCE [2]:

$$[A.4] \quad \mathbf{x}_t = \mathbf{C}(L)\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{C}(L)\Phi\mathbf{v}_t$$

El polinomio  $\mathbf{C}(L)$  es infinito y  $\mathbf{C}(L)\Phi$  recoge los elementos de las diversas funciones de respuesta al impulso. Si se denota al

valor del polinomio  $\mathbf{C}(L)$  en el largo plazo como  $\mathbf{C} \equiv \mathbf{C}(1)$  se tiene que:

$$[\text{A.5}] \quad \mathbf{C}\Phi = \left[ \lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\partial \mathbf{x}_{t+h}}{\partial \Phi_t} \quad \lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\partial \mathbf{x}_{t+h}}{\partial \Psi_t} \right] = [\Gamma \quad \mathbf{0}]$$

Como se demuestra en Warne (1993, p. 8) y Johansen (1995, p. 121), una manera directa de calcular la matriz  $\mathbf{C}$  es considerando que:

$$[\text{A.6}] \quad \mathbf{C} = \beta_{\perp} (\alpha'_{\perp} \Lambda(1) \beta_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp}$$

donde el operador  $\perp$  es tal que para una matriz cualquiera  $\mathbf{M}$  se cumple que  $\mathbf{M}' \perp \mathbf{M} = \mathbf{0}^{33}$  y  $\Lambda(1)$  es la suma de todas las matrices de coeficientes autoregresivos del VAR restringido [1].

*Segundo paso:* Un resultado bastante útil de Gonzalo y Ng (2001, p. 1532) es que la matriz de efectos contemporáneos  $\Phi$  puede ser descompuesta, a su vez, como se señala en la ecuación [A.7]:

$$[\text{A.7}] \quad \Phi = \mathbf{G}^{-1} \mathbf{H}$$

donde la matriz  $\mathbf{G}$  es conocida:

$$[\text{A.8}] \quad \mathbf{G} = \begin{bmatrix} \alpha'_{\perp} \\ \beta' \end{bmatrix}$$

y la matriz cuadrada  $\mathbf{H}$  es, por el momento, arbitraria.

*Tercer paso:* Al juntar las ecuaciones [A5] con [A7] se derivan las principales ecuaciones envueltas en el procedimiento de estimación. Al respecto se deduce que:

$$[\text{A.9}] \quad \mathbf{C}\mathbf{G}^{-1}\mathbf{H} = [\Gamma \quad \mathbf{0}]$$

Nótese que la inversa de  $\mathbf{G}$  es la que se muestra en la siguiente ecuación:

$$[\text{A.10}] \quad \mathbf{G}^{-1} = [\beta_{\perp} (\alpha'_{\perp} \beta_{\perp})^{-1} \quad \alpha' (\beta' \alpha)^{-1}]$$

Luego, defínase a la matriz  $\mathbf{W}$  como el producto  $\mathbf{C}\mathbf{G}^{-1}$ , de modo que:

<sup>33</sup> Este operador es la proyección ortogonal de la matriz  $\mathbf{M}$  y se calcula como la matriz de los vectores propios asociados con los  $n - r$  valores propios más pequeños de la matriz  $\mathbf{M}(\mathbf{M}'\mathbf{M})^{-1}\mathbf{M}'$ . Ver Johansen (1991).

$$\begin{aligned}
 \text{[A.11]} \quad \mathbf{W} &= \mathbf{C}\mathbf{G}^{-1} = [\boldsymbol{\beta}_\perp (\boldsymbol{\alpha}'_\perp \Lambda(1) \boldsymbol{\beta}_\perp)^{-1} \boldsymbol{\alpha}'_\perp] [\boldsymbol{\beta}_\perp (\boldsymbol{\alpha}'_\perp \boldsymbol{\beta}_\perp)^{-1} \quad \boldsymbol{\alpha}' (\boldsymbol{\beta}' \boldsymbol{\alpha})^{-1}] \\
 &= [\mathbf{W}_{11} \quad \mathbf{W}_{12}] = [\boldsymbol{\beta}_\perp (\boldsymbol{\alpha}'_\perp \Lambda(1) \boldsymbol{\beta}_\perp)^{-1} \quad \mathbf{0}]
 \end{aligned}$$

El término de la izquierda de [A.9] es:

$$\text{[A.12]} \quad \mathbf{W}\mathbf{H} = [\mathbf{W}_{11} \quad \mathbf{W}_{12}] \begin{bmatrix} \mathbf{H}_{11} & \mathbf{H}_{12} \\ \mathbf{H}_{21} & \mathbf{H}_{22} \end{bmatrix} = [\mathbf{W}_{11}\mathbf{H}_{11} \quad \mathbf{W}_{11}\mathbf{H}_{12}]$$

Al igualar esta expresión con el lado derecho de [A9] se concluye que:

$$\text{[A.13]} \quad \mathbf{H}_{12} = \mathbf{0}$$

$$\text{[A.14]} \quad \boldsymbol{\beta}_\perp (\boldsymbol{\alpha}'_\perp \Lambda(1) \boldsymbol{\beta}_\perp)^{-1} \mathbf{H}_{11} = \boldsymbol{\Gamma}$$

La matriz  $\mathbf{H}$  debe ser triangular inferior por bloques para asegurar la cointegración.<sup>34</sup>

Finalmente, de [A.7] y [A.10] se desprende que:

$$\text{[A.15]} \quad \boldsymbol{\alpha}' (\boldsymbol{\beta}' \boldsymbol{\alpha})^{-1} \mathbf{H}_{21} = \boldsymbol{\Phi}_{11} - \boldsymbol{\beta}_\perp (\boldsymbol{\alpha}'_\perp \boldsymbol{\beta}_\perp)^{-1} \mathbf{H}_{11}$$

$$\text{[A.16]} \quad \boldsymbol{\alpha}' (\boldsymbol{\beta}' \boldsymbol{\alpha})^{-1} \mathbf{H}_{22} = \boldsymbol{\Phi}_{12}$$

donde  $\boldsymbol{\Phi}_{11}$  y  $\boldsymbol{\Phi}_{12}$  son los bloques de  $\boldsymbol{\Phi}$ .

*Cuarto paso:* El análisis anterior ha provisto de una serie de ecuaciones que simplifican la optimización. Ello se da al haber expresado el problema en la elección de los bloques de la matriz  $\mathbf{H}$  ( $\mathbf{H}_{11}$ ,  $\mathbf{H}_{21}$  y  $\mathbf{H}_{22}$ ) en un sistema cuasi-recursivo. De este modo, la maximización de [A.3] se consigue con la siguiente secuencia:

- De acuerdo con [A.14], la matriz  $\boldsymbol{\Gamma}$  se determina únicamente con una elección apropiada de  $\mathbf{H}_{11}$ . Nótese que ningún otro bloque de  $\mathbf{H}$  afecta a  $\boldsymbol{\Gamma}$ . Asimismo, [A.16] establece que la submatriz  $\boldsymbol{\Phi}_{12}$  es determinada sólo con  $\mathbf{H}_{22}$ .

Luego, para cualquier  $\mathbf{H}_{21}$  y  $\mathbf{H}_{22}$  se tiene que:

$$\text{[A.17]} \quad \tilde{\mathbf{H}}_{11} = \arg \min_{\mathbf{H}_{11}} \{ \ell(\mathbf{H}_{11}, \mathbf{H}_{21}, \mathbf{H}_{22}) \}$$

<sup>34</sup> Este resultado es utilizado en Gonzalo y Ng (2001, p. 1532). Como caso particular, estos autores calculan  $\mathbf{H}$  como la descomposición de Cholesky de la matriz de covarianzas de los residuos del MCE.

mientras que para cualquier  $\mathbf{H}_{11}$  y  $\mathbf{H}_{21}$  se tiene que:

$$[A.18] \quad \tilde{\mathbf{H}}_{22} = \arg \min_{\mathbf{H}_{22}} \{ \ell(\mathbf{H}_{11}, \mathbf{H}_{21}, \mathbf{H}_{22}) \}$$

- La ecuación [A.15] determina finalmente  $\mathbf{H}_{21}$ , dada la elección óptima de  $\mathbf{H}_{11}$ :

$$[A.19] \quad \tilde{\mathbf{H}}_{21} = \arg \min_{\mathbf{H}_{21}} \{ \ell(\tilde{\mathbf{H}}_{11}, \mathbf{H}_{21}, \mathbf{H}_{22}) \}$$

## BIBLIOGRAFÍA

- Amisano, G., y C. Giannini (1997), *Topics in structural VAR econometrics*, segunda edición, revisada y ampliada, Springer-Verlag, Berlín.
- Arena, M., y P. Tuesta (1998), “Fundamentos y desalineamientos: el tipo de cambio real de equilibrio en el Perú”, *Estudios Económicos*, Banco Central de Reserva del Perú, nº 3, agosto, pp. 29-50.
- Armas, A., F. Grippa, Z. Quispe y L. Valdivia (2001), “De metas monetarias a metas de inflación en una economía con dolarización parcial: el caso peruano”, *Estudios Económicos*, Banco Central de Reserva del Perú, nº 7, junio, pp. 25-74.
- Barrera, C. (2000), “Mecanismos de transmisión y reglas de política monetaria: la posición de la política monetaria como variable de estado”, *Estudios Económicos*, Banco Central de Reserva del Perú, nº 6, noviembre, pp. 71-121.
- Bernanke, B. S., e I. Mihov (1998), “Measuring monetary policy”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 13, pp. 869-902.
- Bringas, P., y V. Tuesta (1997), “El superávit de encaje y los mecanismos de transmisión de la política monetaria: una aproximación”, *Estudios Económicos*, Banco Central de Reserva del Perú, nº 1, octubre.
- Canova, F. (2003), *The transmission of US shocks to Latin America*, CEPR (Discussion Paper, nº 3963).
- Carranza, L., J. Cayo y J. E. Galdón (2003), *Debt composition and balance sheet effects of exchange and interest rate volatility: The case of Peru*, Centro de Investigación de la Facultad de Ciencias Económicas, Universidad San Martín de Porres.
- Céspedes, L. F., R. Chang y A. Velasco (2000), *Balance sheets and exchange rate policy*, NBER (Working Paper, nº 7840).
- Cushman, D., y T. Zha (1997), “Identifying monetary policy in

- a small open economy under flexible exchange rates”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 39, pp. 433-48.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum y C. L. Evans (1998), “Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?”, en J. Taylor y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1A, cap. 2, Elsevier.
- Davidson, R., y J. G. MacKinnon (1993), *Estimation and inference in econometrics*, Oxford University Press.
- Cuba, M. de la, y D. Winkelried (2004), “¿Una moneda común?: nuevas evidencias para América Latina”, *Integración & Comercio*, n° 20, INTAL-BID, enero-julio, en prensa.
- Favero, C. (2001), *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press.
- Ferreira, J., y R. Herrada (2003), “Tipo de cambio real y sus fundamentos: estimación del desalineamiento”, *Estudios Económicos*, Banco Central de Reserva del Perú, n° 10, noviembre, pp. 201-228.
- Gonzalo, J., y S. Ng (2001), “A systematic framework for analyzing the dynamic effects of permanent and transitory shocks”, *Journal of Economic Dynamics & Control*, vol. 25, n° 10, octubre, pp. 1527-1546.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- INEI (2000), *Matrices especiales de la tabla Insumo Producto 1994*, Instituto Nacional de Estadística e Informática (Colección: Cambio de año base de las cuentas nacionales del Perú).
- Jacobsson, T., P. Jansson, A. Vredin y A. Warne (2002), *Identifying the effects of monetary policy shocks in an open economy*, Sveriges Riksbank (Working Paper, n° 134).
- Johansen, S. (1991), “Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models”, *Econometrica*, vol. 59, pp. 1551-80.
- Johansen, S. (1995), “Identifying restrictions of linear equations with applications to simultaneous equations and cointegration”, *Journal of Econometrics*, vol. 69, n° 1, septiembre, pp. 111-32.
- King, R. G., C. I. Plosser, J. H. Stock y M. W. Watson (1991), “Stochastic trends and economic fluctuations”, *American Economic Review*, vol. 81, pp. 819-40.
- León, D. (1999), “La información contenida en los agregados monetarios en el Perú”, *Estudios Económicos*, Banco Central de Reserva del Perú, n° 5, diciembre, pp. 11-26.
- Luque, J., y M. Vega (2003), “Usando un modelo semi-estructural de pequeña escala para hacer proyecciones: algu-

- nas consideraciones”, *Estudios Económicos*, Banco Central de Reserva del Perú, nº 10, noviembre, pp. 13-39.
- Miller, S. (2003), “Métodos alternativos para la estimación del PBI potencial: una aplicación para el caso de Perú”, *Estudios Económicos*, Banco Central de Reserva del Perú, nº 10, noviembre, pp. 63-101.
- Morón, E., y D. Winkelried (2002), “Reglas de política monetaria para economías financieramente vulnerables”, *Estudios Económicos*, Banco Central de Reserva del Perú, nº 8, junio, pp. 49-76.
- Quispe, Z. (2000), “Política monetaria en una economía con dolarización parcial: el caso del Perú”, *Estudios Económicos*, Banco Central de Reserva del Perú, nº 6, noviembre, pp. 13-37.
- Rossini, R. (2001), “Aspectos de la adopción de un régimen de metas de inflación en el Perú”, *Estudios Económicos*, Banco Central de Reserva del Perú, nº 7, junio, pp. 11-23.
- Stock, J. H., y M. W. Watson (1988), “Testing for common trends”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 83, pp. 1097-107.
- Svensson, L. E. O. (2000), “Open-economy inflation targeting”, *Journal of International Economics*, vol. 50, pp. 155-83.
- Warne, A. (1993), *A common trends model: Identification, estimation and inference*, Institute for International Economics Studies, Universidad de Estocolmo (Seminal Paper, nº 55).
- Winkelried, D. (2003), “Interdependencia y contagio financiero en América Latina”, *Monetaria*, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, vol. XXVI, nº 1, enero-marzo, pp. 1-31.

# Premio de Banca Central “Rodrigo Gómez”: convocatoria para 2006

A fin de honrar la memoria de don Rodrigo Gómez, director general del Banco de México, los gobernadores de los bancos centrales latinoamericanos establecieron un premio anual para estimular la elaboración de estudios que tengan interés para los bancos centrales.

Publicamos a continuación la convocatoria con las bases para el premio que se otorgará en 2006:

**1.** Podrán presentarse aquellos trabajos sobre temas de interés directo para los bancos centrales miembros del CEMLA, que deberán versar sobre cualquiera de los siguientes temas:

- a) Política y programación monetarias (experiencias en América Latina)
- b) Papel de las instituciones financieras en el desarrollo económico
- c) Análisis de los mercados de capitales
- d) Política de balanza de pagos y movimiento internacional de capitales
- e) Cooperación financiera entre países latinoamericanos
- f) Problemas monetarios internacionales y sus repercusiones en América Latina

**2.** Los estudios que se presenten deberán ser originales, incluyendo tesis de grado universitario que no hayan sido editadas con fines comerciales, así como trabajos que se presenten en las conferencias anuales de la Red de investigadores de los bancos centrales del Continente Americano. Los trabajos podrán presentarse escritos en español, francés, inglés o portugués, acompañados, de ser posible, de una traducción al inglés o al español, lo que facilitará la labor del jurado calificador. Los trabajos no podrán tener una extensión mayor de 30 000 palabras (equivalente a aproximadamente 100 carillas, de 1 600 caracteres cada una).

**3.** El autor o autores de los trabajos que se presenten a concurso deberán ser personas físicas nacionales de los países de los bancos centrales asociados del CEMLA o de los que integran las reuniones de gobernadores de bancos centrales de América Latina<sup>1</sup> y de España. No podrán concursar los

<sup>1</sup> Antillas Holandesas, Argentina, Aruba, Barbados, Belice, Bolivia, Brasil, Caribe Oriental (Anguilla, Antigua y Barbuda, Dominica, Granada, Montserrat, San Cristóbal y Nevis, Santa Lucía y San Vicente, y las Granadinas), Chile, Colombia, Costa Rica, Cuba, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Guyana, Haití, Honduras, Islas Caymán, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Suriname, Trinidad y Tabago, Uruguay y Venezuela.

miembros del personal directivo del CEMLA (director general y subdirector general).

**4.** El jurado calificador estará integrado por los gobernadores de bancos centrales miembros de la Junta de gobierno del CEMLA, o por sus representantes. El CEMLA, en su calidad de Secretaría permanente de las reuniones de gobernadores, actuará como organismo asesor del jurado en la forma en que éste lo determine y estará a cargo de los aspectos administrativos del concurso.

**5.** Habrá un solo premio, consistente en la cantidad de diez mil dólares de Estados Unidos, que se adjudicará al trabajo o trabajos merecedores de tal distinción, según el criterio del jurado calificador. En caso de empate en el primer lugar entre dos concursantes, el premio se dividirá en partes iguales. El fallo será inapelable y el jurado podrá declarar desierto el premio, si así lo estima pertinente.

**6.** Los trabajos deberán enviarse a la dirección del CEMLA (Durango nº 54, México, D. F., 06700) en nueve ejemplares, a más tardar el 15 de enero de 2006 y se procurará obtener la decisión del jurado en un plazo no mayor de noventa días a partir de esa fecha.

**7.** Al remitir los trabajos a los miembros del jurado, el CEMLA suprimirá los nombres de los autores y asignará a cada estudio presentado una clave que será el único medio de identificación de que disponga el jurado para comunicar las calificaciones respectivas.

**8.** Cada miembro del jurado enviará al CEMLA su calificación de los trabajos en orden de preferencia, cuando menos por lo que se refiere a los tres primeros lugares que asigne. El CEMLA hará los cálculos respectivos y comunicará los resultados a los miembros del jurado. Una vez que éstos se hayan dado por informados la Junta de gobierno autorizará al CEMLA para notificar la decisión al autor o autores favorecidos. En caso de que más de dos trabajos empaten en el primer lugar, el CEMLA se dirigirá de inmediato al jurado, en busca de una nueva clasificación entre los trabajos que hayan quedado empatados.

**9.** El autor o autores del estudio o estudios merecedores del premio cederán los derechos de autor al CEMLA, quien lo o los publicará, procurando que la primera edición de los mismos, en el idioma original, se realice a tiempo para que sea conocida por los gobernadores de bancos centrales de América Latina y de España en su reunión correspondiente al mes de septiembre de 2006.

**10.** El CEMLA podrá, si así lo recomienda el jurado y la institución lo estima procedente, por convenir a sus fines, efectuar arreglos con los autores de trabajos no premiados que hayan calificado en el certamen, para la publicación de esos estudios. En las ediciones resultantes se haría mención específica de que el trabajo se publica por haber calificado en el certamen.



El *Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos* es una asociación regional de bancos centrales de América Latina y el Caribe. Además participan, como miembros colaboradores, bancos centrales extrarregionales, organismos supervisores y entidades financieras regionales. El principal cometido de la Institución es, desde 1952, la cooperación entre sus miembros para promover un mejor conocimiento de temas monetarios y financieros en la región. Entre sus modalidades de acción el Centro realiza actividades de capacitación, divulgación y estudios, así como programas plurianuales de asistencia técnica en áreas de infraestructura del sector financiero. Asimismo, el CEMLA actúa como secretaría técnica en las reuniones de gobernadores y técnicos de banca central de nuestra región.

El CEMLA ofrece regularmente desde 1955 publicaciones periódicas que, al cabo del año, pasan revista y analizan los principales temas financieros y monetarios que ocupan la atención de los bancos centrales de América Latina y el Caribe. En el *Boletín* se presentan temas actuales de interés general que reúnen a una amplia audiencia para mantenerla a la vanguardia en los principales debates en materia de teoría y política económica, monetaria y financiera. *Monetaria* y *Money Affairs* (publicadas en español e inglés, respectivamente) difunden estudios elaborados por investigadores de bancos centrales, instituciones financieras internacionales, universidades y otras entidades académicas. En los artículos publicados predomina un enfoque teórico o cuantitativo sobre temas especializados en los campos financiero y monetario.

## **monetaria**

*Suscripción anual: 70.00 dólares (América Latina y el Caribe: 45.00 dólares; estudiantes y maestros: 35.00 dólares). Ejemplar suelto: 18.00 dólares (América Latina y el Caribe: 12.00 dólares; estudiantes y maestros: 9.00 dólares).*

### *Suscripciones y pedidos:*

*Genoveva de María y Campos*

*CEMLA*

*Durango nº 54, México, D. F., 06700, México*

*Tel.: (5255) 5533-0300, ext.: 260*

*Telefax: (5255) 5525-4432*

*E-mail: publicaciones@cemla.org*

## MIEMBROS DEL CEMLA

### ASOCIADOS

Banco Central de la República Argentina	Banco de Guatemala
Centrale Bank van Aruba	Bank of Guyana
Central Bank of the Bahamas	Banque de la République d'Haiti
Central Bank of Barbados	Banco Central de Honduras
Central Bank of Belize	Bank of Jamaica
Banco Central de Bolivia	Banco de México
Banco Central do Brasil	Bank van de Nederlandse Antillen
Eastern Caribbean Central Bank	Banco Central de Nicaragua
Cayman Islands Monetary Authority	Banco Central del Paraguay
Banco Central de Chile	Banco Central de Reserva del Perú
Banco de la República (Colombia)	Banco Central de la República Dominicana
Banco Central de Costa Rica	Centrale Bank van Suriname
Banco Central de Cuba	Central Bank of Trinidad and Tobago
Banco Central del Ecuador	Banco Central del Uruguay
Banco Central de Reserva de El Salvador	Banco Central de Venezuela

### COLABORADORES

#### *Bancos centrales*

Deutsche Bundesbank (Alemania)	Banca d'Italia
Bank of Canada	De Nederlandsche Bank (Países Bajos)
Banco de España	Bangko Sentral ng Pilipinas
Federal Reserve System (Estados Unidos)	Banco de Portugal
Banque de France	European Central Bank

#### *Otras instituciones*

Superintendencia de Bancos y Seguros (Ecuador)	Superintendencia de Bancos (República Dominicana)
Superintendencia del Sistema Financiero (El Salvador)	Banco Centroamericano de Integración Económica
Superintendencia de Bancos (Guatemala)	Banco Latinoamericano de Exportaciones, S. A.
Comisión Nacional de Bancos y Seguros (Honduras)	Deutscher Genossenschafts- und Raiffeisenverband e. V. (Confederación Alemana de Cooperativas)
Superintendencia de Bancos (Panamá)	Fondo Latinoamericano de Reservas