



EconoQuantum

ISSN: 1870-6622

equantum@cucea.udg.mx

Universidad de Guadalajara

México

Cuevas Ahumada, Víctor M.

Inflación, crecimiento y política macroeconómica en Brasil y México: una investigación teórico-empírica

EconoQuantum, vol. 4, núm. 2, 2008, pp. 35-78

Universidad de Guadalajara

Zapopan, Jalisco, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=125013217003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

# *Inflación, crecimiento y política macroeconómica en Brasil y México: una investigación teórico-empírica*

VÍCTOR M. CUEVAS AHUMADA<sup>1</sup>

- **Resumen:** En este trabajo se investigan las principales determinantes de la inflación y la volatilidad en la producción de Brasil y México. Para ello se especifica y estima un modelo VAR para cada país, el cual es consistente con una economía mediana, abierta, con un régimen cambiario flexible y libre movilidad de capital. La evidencia demuestra que el *efecto traspaso* del tipo de cambio a los precios es más vigoroso en México que en Brasil. Asimismo, Brasil aprovecha mejor las ganancias que, en términos de competitividad internacional, supone una depreciación real de la moneda. Una expansión del déficit fiscal, por otra parte, estimula la actividad económica solamente en Brasil. La explicación de estos hallazgos radica en que la economía mexicana es no sólo más abierta que la brasileña sino, también, más dependiente de insumos intermedios y bienes de capital importados. Finalmente, las estimaciones realizadas para ambas naciones sugieren que: 1) Los choques monetarios elevan los precios y estimulan de manera tenue y pasajera la producción; 2) Los choques salariales no constituyen una causal importante de inflación; y 3) Una depreciación real de la moneda no mejora el saldo de la balanza comercial, lo cual sugiere que la condición *Marshall-Lerner* no se satisface. Como podrá verse, todo lo anterior reviste importantes implicaciones de política económica.
- **Abstract:** This paper analyzes the basic determinants of inflation and output variations in Brazil and Mexico. To that end, we specify and estimate a VAR model for each country, which is consistent with a medium-sized, open economy with a flexible exchange rate regime and free capital mobility. The evidence shows that the *pass-through effect* from exchange rate to prices is stronger in Mexico than in Bra-

---

<sup>1</sup> Profesor-Investigador del Departamento de Economía de la Universidad Autónoma Metropolitana-Azcapotzalco y miembro del Sistema Nacional de Investigadores. Correo electrónico: victorcuevasahumada@yahoo.com.mx. El autor agradece las observaciones y sugerencias de dos dictaminadores anónimos, pues éstas contribuyeron sustancialmente a mejorar el presente trabajo. Las omisiones y errores que pudieran subsistir son, sin embargo, responsabilidad exclusiva del autor.

zil. We also find that Brazil exploits, to a much greater extent than Mexico, the gains in international competitiveness resulting from real currency depreciations. A fiscal expansion, on the other hand, brings about economic growth only in the case of Brazil. These findings can be explained by both the higher degree of openness of the Mexican economy and its greater reliance on imported capital and intermediate goods. Finally, in both nations, there is evidence indicating that: (i) monetary shocks raise the price level and generate a small and transitory increase in real output, (ii) wage increases are not an important source of inflationary pressure, and (iii) a real exchange rate depreciation does not improve the trade balance, suggesting that the *Marshall-Lerner* condition is not satisfied. As we shall see, all of the above have some relevant policy implications.

- **Palabras clave:** inflación, crecimiento, política económica, modelos VAR
- **Clasificación del JEL:** C32, E12, E63
- *Introducción*

El objetivo central de este trabajo radica en investigar, desde el punto de vista empírico, las principales determinantes de la volatilidad en la producción y los precios en Brasil y México durante el período 1996-2007. En este contexto se analizan los efectos generados por los choques fiscales, monetarios, cambiarios y salariales sobre el nivel de precios y la actividad económica en ambas naciones.

Tanto en México como en Brasil prevalece un régimen de objetivos de inflación y la eficacia de la política monetaria depende —en buena medida— de la fijación de metas inflacionarias alcanzables y de la clara identificación de las principales fuentes de inestabilidad en los precios. Por tal motivo, se recurre a un modelo relativamente amplio de oferta y demanda agregadas, que es consistente con una economía mediana, abierta, con un régimen cambiario flexible y libre movilidad de capital.

El modelo referido sirve de marco para especificar y estimar sendos modelos de autorregresión vectorial (modelos VAR, en lo sucesivo) para cada país.<sup>2</sup> Las variables incluidas en los modelos VAR son: el déficit

<sup>2</sup> Es pertinente aclarar que el empleo de los llamados Modelos de Corrección de Errores (modelos VEC) no fue posible en virtud de dos razones: la primera fue que, como habrá de verse, algunas variables resultaron estacionarias en niveles y, por ende, no podían incluir-

real del sector público, la oferta real de dinero, el tipo de cambio real efectivo, los salarios nominales, la capacidad instalada utilizada, la producción, el nivel de precios y la balanza comercial. Esta selección de variables se basa no sólo en el modelo en cuestión, sino en la evidencia empírica previa para ambas naciones.

Son varios los hallazgos de esta investigación. En primer lugar, las estimaciones realizadas sugieren que el *efecto traspaso* del tipo de cambio a los precios es más fuerte en México que en Brasil. Asimismo, una depreciación real de la moneda estimula la producción únicamente en Brasil. Dicho de otro modo, la economía brasileña capitaliza mejor las ganancias que, en términos de competitividad internacional, genera una depreciación del tipo de cambio real. Como habrá de verse, la explicación de lo anterior gira en torno de dos factores fundamentales: el primero es que la economía mexicana es más abierta que la brasileña; y el segundo es que la economía mexicana es más dependiente de insumos y bienes de capital importados.

De conformidad con la visión keynesiana, aquí se encuentra que los choques fiscales influyen más en el PIB de una economía relativamente cerrada, como la brasileña, que en el PIB de una economía relativamente abierta, como la mexicana. Asimismo, una expansión del déficit fiscal repercute con mayor fuerza en el nivel de precios de Brasil que en el de México. Los choques a la oferta de dinero, por su parte, provocan inflación y aumentos pasajeros en la actividad económica de ambas naciones. Este hallazgo sugiere la presencia del denominado *efecto de la liquidez*. Finalmente, la evidencia empírica de este trabajo sugiere que: 1) Los choques salariales no son un motor importante de la inflación en México ni en Brasil; 2) En el caso específico de la economía brasileña, los salarios nominales responden positivamente frente a incrementos en la capacidad instalada utilizada, la cual podría ser vista como una variable *proxy* de la demanda laboral; y 3) Una depreciación real de la moneda no mejora el saldo de la balanza comercial en país alguno, por lo que la condición *Marshall-Lerner* parecería no satisfacerse.

---

se en las pruebas de cointegración ni formar parte de un modelo VEC; y la segunda fue que, si se optaba por excluir estas variables de ambos modelos y se pasaba al análisis de cointegración con las variables –no estacionarias– restantes, entonces sobrevenían problemas mucho más complejos que dificultaban el análisis comparativo. Por una parte, tanto el número como la naturaleza de los vectores de cointegración diferían de un país a otro. Por otra parte, al momento de estimar los llamados coeficientes de ajuste de Johansen y Juselius (1994), las variables que resultaban “débilmente exógenas” eran unas para México y otras para Brasil. El resultado era que, en última instancia, el Modelo VEC de México incluía unas variables y el de Brasil otras, haciendo inviable cualquier comparación entre naciones.

El presente trabajo se divide en tres secciones. En la primera se hace un análisis de la literatura empírica en torno a las fuentes de inflación en México, Brasil y otras naciones latinoamericanas. En la segunda se presenta el modelo macroeconómico, que podría definirse como un modelo amplio de oferta y demanda agregadas. En la tercera sección se presenta y analiza la evidencia empírica, la cual incluye –entre otras cosas– pruebas de raíces unitarias, pruebas de cointegración de Johansen y análisis de sensibilidad basado en funciones generalizadas de respuesta al impulso y descomposiciones generalizadas de varianza. Finalmente se presentan las conclusiones del trabajo y se examinan las principales implicaciones de política económica.

#### ■ *Breve análisis de la literatura*

En la literatura reciente se pueden identificar varias investigaciones empíricas sobre los determinantes de la inflación y/o el crecimiento económico, tanto en México como en otros países en desarrollo. Algunos de los trabajos más relevantes en esta área son: Arias y Guerrero (1988), Dornbusch *et al* (1990), Wang y Rogers (1994), Goldfajn y Werlang (2000), Cuadros (2000), Minella (2001), Baqueiro, Díaz de León y Torres (2003), Belaisch (2003), Galindo y Catalán (2004), Cuevas (2005), De la Cruz y Núñez (2006) y Abugri (2008).

Arias y Guerrero (1988) emplean un modelo VAR de seis variables (tipo de cambio efectivo, billetes y monedas en poder del público como proporción del PIB, precios y tarifas públicos, salario mínimo promedio nacional, nivel de precios externo y nivel de precios doméstico) para analizar el fenómeno inflacionario en México durante el período 1980-1997. La aportación más relevante de este trabajo radica en demostrar, desde una perspectiva empírica, que tanto el tipo de cambio efectivo como el nivel de precios externos desempeñan un papel central en la generación de la inflación.

Por su parte, Dornbusch *et al* (1990) recurren a un modelo VAR de tres variables (déficit “real” del sector público, tipo de cambio real y tasa de inflación) para realizar un análisis comparativo sobre las fuentes de la inflación, tomando como referencia las economías de Argentina, Bolivia, Brasil, Perú y México. Empleando datos correspondientes a la década de los ochenta, estos autores encuentran que, tanto en México como en Perú, el déficit fiscal y el tipo de cambio influyen considerablemente en la tasa de inflación. En Bolivia, el déficit fiscal parece ser la única fuente importante de presión inflacionaria. En los casos de Brasil y Argentina la inflación tiene un fuerte componente inercial, por

lo que los choques fiscales y cambiarios no surten un efecto significativo en los precios.

Con un modelo VAR de cinco variables (déficit fiscal, oferta real de dinero, tipo de cambio real, nivel de precios y producción), Wang y Rogers (1994) se abocan a estudiar las causas básicas de la inflación en México. Con base en datos correspondientes al período 1977-1990, los autores referidos plantean que la dinámica de los precios obedece fundamentalmente a choques fiscales y monetarios. En este contexto, a diferencia de Dornbusch *et al* (*op. cit.*) y de Arias y Guerrero (*op. cit.*), Wang y Rogers no consideran a las depreciaciones cambiarias entre las principales fuentes de inflación en la economía mexicana. Por lo que respecta a la producción, Wang y Rogers señalan que ésta se encuentra fundamentalmente determinada por choques fiscales, monetarios y reales.

Basándose en una muestra de setenta y un países durante el período 1980-1998, Goldfajn y Werlang (2000) examinan el denominado “efecto traspaso” del tipo de cambio a los precios. Es importante resaltar que la muestra de naciones referida incluye tanto a Brasil como a México. A decir de Goldfajn y Werlang, son cuatro las determinantes básicas de la magnitud del efecto traspaso: el grado de apertura económica, la tasa de inflación, el componente cíclico del PIB y el margen de sobrevaluación del tipo de cambio. De este modo, el efecto inflacionario de una depreciación de la moneda sería mayor, *ceteris paribus*, en una economía considerablemente abierta, con elevada inflación, con escasos márgenes de capacidad instalada ociosa y con una moneda sobrevaluada.

Utilizando una muestra de quince economías pequeñas y abiertas, entre las cuales por supuesto se encuentra la economía mexicana, Baqueiro, Díaz de León y Torres (2003) concluyen que la sensibilidad de los precios frente a depreciaciones de la moneda disminuye conforme una economía transita de un escenario de inflación elevada a un escenario de inflación baja.<sup>3</sup> Otros estudios consistentes con este planteamiento son Choudhri y Hakura (2001) y Campa y Goldberg (2002).

En relación con la economía de Brasil, al lado de otros trabajos importantes se encuentran los de Minella (2001) y Belaisch (2003). En el trabajo de Minella se formula un modelo VAR de cuatro variables: oferta de dinero, tasa de interés, tasa de inflación y producto global. Este modelo se estima con base en tres sub-períodos: 1) El período 1975-1985, que se considera como de inflación moderadamente creciente; 2)

<sup>3</sup> El período muestral varía de nación en nación. Por ejemplo, en el caso particular de México, estos autores seleccionan un período de inflación elevada, que abarca de octubre de 1996 a noviembre de 1999, y un período de inflación reducida, que comprende de diciembre de 1999 a junio de 2006.

El período 1985-1994, que corresponde con una situación de inflación elevada; y 3) El período 1994-2000, que se considera como de inflación baja. Aun cuando en esta investigación no se incluye al tipo de cambio, se aporta evidencia en el sentido de que la inflación en Brasil tiene un marcado componente inercial, que se atenúa precisamente en el período de inflación baja. La oferta de dinero, por su parte, surte un efecto importante sobre los precios, el cual tiende a acrecentarse en el tercer período. Dicho de otro modo, el impacto inflacionario de la oferta de dinero se acrecienta conforme la inercia inflacionaria disminuye.

En la investigación de Belaisch (2003) se emplea un modelo VAR de cuatro variables: tipo de cambio, precios del petróleo, nivel doméstico de precios y producción industrial. Dicho modelo se estima con datos correspondientes al período comprendido entre julio de 1999 y diciembre de 2002. El hallazgo más importante aquí es que el efecto traspaso del tipo de cambio a los precios es más pequeño en Brasil que en otras economías de América Latina. La explicación ofrecida al respecto es que la economía brasileña no es tan abierta como otras economías de la región. En un estudio relacionado, McCarthy (1999) demuestra que el efecto traspaso del tipo de cambio a los precios se encuentra directamente relacionado con el grado de apertura de una economía.

Empleando diferentes técnicas econométricas, Galindo y Catalán (2004) demuestran que existe una relación directa entre el nivel de precios y los cuatro agregados monetarios en la economía mexicana. Estos autores también suministran evidencia relativa al efecto del dinero en la actividad económica, pero señalan que dicho efecto es menos robusto y más complejo debido a la estructura de rezagos involucrada.<sup>4</sup>

Apoyándose en un modelo VAR de seis variables (déficit fiscal, base monetaria, tipo de cambio real, tasa de interés real, precios y producción), Cuevas (2005) aporta evidencia en el sentido de que el tipo de cambio continúa siendo una importante fuente de inflación de costos en la economía mexicana, no obstante que las series de tiempo utilizadas abarcan sobre todo el período reciente de baja inflación.<sup>5</sup> Dicho de otro modo, una depreciación monetaria en México no sólo acelera la inflación, sino que desalienta la actividad económica.

En otro orden de ideas, existen investigaciones empíricas sobre los efectos de los procesos de apertura comercial, desregulación y privatización sobre el crecimiento de la economía mexicana. Cuadros (2000) se apoya en pruebas de Causalidad de Granger para estudiar el impacto de

<sup>4</sup> Estos autores se valen de datos trimestrales correspondientes al período 1980-2001.

<sup>5</sup> La información estadística recabada en este caso comprende de enero de 1993 a julio de 2003.

la apertura comercial durante el período 1983-1997. La autora referida arriba a dos conclusiones interesantes: 1) No existe una relación de causalidad –en sentido Granger– entre las exportaciones y el crecimiento del producto “neto de exportaciones”, y 2) Existe una relación causal “positiva” entre las importaciones –no sólo de bienes intermedios, sino también totales– y el crecimiento de la economía en su conjunto. Por otra parte, con fundamento en pruebas de causalidad, de cointegración y de cambio estructural para la economía mexicana, De la Cruz y Núñez (2006) demuestran que la inversión extranjera directa (IED) es causal, en sentido Granger, del comportamiento no sólo del PIB real, sino de las exportaciones e importaciones del país. Puesto que la relación causal encontrada es unidireccional, De la Cruz y Núñez (*op. cit.*) concluyen que tanto la IED como los vínculos entre ésta y el resto de las variables analizadas pudieran estar fuertemente influidos por factores exógenos a la evolución de la economía mexicana.<sup>6</sup>

Recapitulando, en la literatura empírica reciente se encuentran diversos trabajos referidos a las determinantes de la inflación y/o el crecimiento económico en México, Brasil y otros países latinoamericanos. Algunos de ellos, como Arias y Guerrero (*op. cit.*) y Cuevas (*op. cit.*), ponen de relieve el *role* del tipo de cambio en tanto fuente de inestabilidad en los precios. Cuevas, particularmente, señala que una depreciación de la moneda no sólo alimenta la inflación, sino que desalienta la actividad económica, lo cual es consistente con la hipótesis de inflación de costos. Dornbusch *et al* (*op. cit.*) plantean que, en países como México y Perú, el tipo de cambio influye de manera importante en los precios, mientras que en países como Brasil y Argentina, la inflación es un fenómeno fundamentalmente inercial. En una vertiente análoga se ubican investigaciones como las de Goldfajn y Werlang (*op. cit.*) y Baqueiro, Díaz de León y Torres (*op. cit.*), que se abocan a estudiar las determinantes del efecto traspaso del tipo de cambio a los precios. Como podrá recordarse, un punto de coincidencia interesante al respecto es que la magnitud de dicho efecto es menor en un escenario de estabilidad en los precios. Algunos otros trabajos, como Wang y Rogers (*op. cit.*), Minella

<sup>6</sup> En esta misma línea, Abugri (2008) enfatiza la importancia de los factores exógenos para explicar el comportamiento de los mercados accionarios en cuatro economías latinoamericanas representativas: Argentina, Brasil, Chile y México. Para demostrar esto, el citado autor recurre a un modelo VAR de seis variables, en el que cuatro variables (la oferta de dinero, la tasa de interés, el tipo de cambio y la producción industrial) se refieren a la economía latinoamericana estudiada, mientras que las dos restantes (la tasa de rendimiento de los bonos del tesoro estadounidense a tres meses y el índice mundial de rentabilidad accionaria MSCI, elaborado por *Morgan Stanley Capital International*) se utilizan como variables proxy de la economía global.



(*op. cit.*), Belaisch (*op. cit.*) y Galindo y Catalán (*op. cit.*) identifican a los choques fiscales y/o monetarios como los principales motores del crecimiento de los precios. Wang y Rogers se enfocan, asimismo, a estudiar las determinantes del crecimiento económico en México, señalando que éste se encuentra fundamentalmente influido por choques fiscales, monetarios y reales. Finalmente, Cuadros (*op. cit.*) encuentra una relación causal positiva –en sentido Granger– entre el volumen de importaciones y el nivel de producción en México, mientras que De la Cruz y Núñez (*op. cit.*) ponen de relieve la relación de causalidad que va de una mayor IED hacia un mayor crecimiento económico en nuestro país. El carácter unidireccional de esta relación de causalidad, a decir de los autores, sugiere que el crecimiento de la economía nacional se encuentra condicionado a factores exógenos.

### ■ *El modelo*

En primer lugar, para proceder a la selección de variables, se recurre a un simple modelo de oferta y demanda agregadas, que es consistente con una economía mediana, abierta, con un régimen de tipo de cambio flotante y libre movilidad de capital.

#### *La demanda agregada*

La demanda agregada se encuentra representada por las siguientes ecuaciones:

$$(1) \quad \frac{M^S}{P} = L^D(Y, i), \quad L_Y > 0 \quad \text{y} \quad L_i < 0,$$

$$(2) \quad Y = \phi(DP, i, Q), \quad \phi_{DP} > 0, \quad \phi_i < 0, \quad \text{y} \quad \phi_Q > 0.$$

Como es bien sabido, la ecuación (1) es una función *LM* convencional, que representa la condición de equilibrio en el mercado de dinero, donde  $M^S$  es la oferta de dinero,  $P$  es el nivel de precios,  $Y$  es el PIB real e  $i$  es la tasa de interés nominal. Asimismo, en equilibrio, la oferta es igual a la demanda de dinero, es decir,  $M^S = M^D$ . Como lo indican las derivadas parciales, la demanda de dinero es una función creciente del nivel de ingreso y decreciente de la tasa de interés nominal, la cual mide el costo de oportunidad de mantener saldos de dinero líquido o en efectivo. En virtud de la condición de equilibrio anterior, en lo sucesivo se empleará  $M$  para denotar tanto a  $M^S$  como a  $M^D$ .

La ecuación (2) es una función *IS* para economía abierta, que representa la condición de equilibrio en el mercado de bienes. En esta ecuación, *DP* denota al déficit público y *Q* al tipo de cambio real. En lugar de incluir por un lado al gasto público y por el otro a los impuestos, aquí se optó por emplear el déficit “real” del sector público como índice de política fiscal. En este contexto cabría esperar que, en principio, un mayor déficit fiscal estimule la producción y una mayor tasa de interés la desestime. Una depreciación real de la moneda, en principio, surtiría un efecto positivo sobre el PIB al acrecentar la competitividad internacional y las exportaciones netas.<sup>7</sup>

Para obtener la función de demanda agregada es necesario, primero, asumir que las ecuaciones (1) y (2) se cumplen de manera simultánea; segundo, emplear la ecuación (1) para sustituir a la tasa de interés en la ecuación (2) y, tercero, reordenar términos de la siguiente manera:

$$(3) \quad Y^D = D(M/P, DP, Q), \quad D_{M/P} > 0, \quad D_{DP} > 0, \quad y \quad D_Q > 0.$$

Como puede apreciarse, la demanda agregada,  $Y^D$ , es función de tres importantes variables de política económica: la oferta real de dinero ( $M/P$ ), el déficit real del sector público ( $DP$ )<sup>8</sup> y el tipo de cambio real ( $Q$ ). Si consideramos que las tres variables referidas (es decir,  $M/P$ ,  $DP$ , y  $Q$ ) se miden en términos reales, que son instrumentos de política económica,<sup>9</sup> y que todas las derivadas parciales en (3) son positivas, entonces el nivel de precios doméstico y la demanda agregada guardarían —como corresponde— una relación inversa.<sup>10</sup> Para poder graficar la curva de demanda, sin embargo, tendríamos que asumir la exogenidad de las variables de política económica. De esta manera, una política fiscal y/o monetaria expansiva, o una depreciación del tipo de cambio real, se traducirían —*ceteris paribus*— en un aumento de la demanda agregada; es decir, en un desplazamiento de la curva de demanda hacia la derecha.

<sup>7</sup> Es importante señalar, sin embargo, que una depreciación del tipo de cambio real también podría desincentivar la actividad productiva por la vía del incremento del precio en moneda nacional de los insumos importados.

<sup>8</sup> Que refleja el comportamiento del gasto público y los impuestos, entre otros factores.

<sup>9</sup> Con esto, lo que se quiere decir es que el gobierno puede influir —en mayor o menor medida— en el comportamiento de estas variables, aun cuando no pueda ejercer un pleno control sobre ellas.

<sup>10</sup> Por ejemplo, consideremos que  $Q = \frac{EP}{P}$ , donde  $E$  es el tipo de cambio nominal,  $P^*$  es

el nivel foráneo de precios y  $P$  es el nivel doméstico de precios. Si, como se señaló con anterioridad,  $D_Q > 0$ , entonces resulta claro que  $D_P < 0$ .

### La oferta agregada

La oferta agregada estaría representada por un mecanismo de precios y de salarios similar al utilizado por Tobin (1972). Dicho mecanismo consta de una ecuación salarial y una ecuación de precios.

$$(4) \quad W = W(P, CU, \xi), \quad W_P > 0, \quad W_{CU} > 0, \quad W_\xi > 0$$

$$(5) \quad P = \varphi(W - \xi), \quad \varphi_{(W-\xi)} > 0.$$

La ecuación (4) describe el comportamiento de los salarios nominales ( $W$ ). Como puede observarse, dicha variable depende positivamente del nivel de precios ( $P$ ), que determina el costo de la vida, y la capacidad instalada utilizada ( $CU$ ), que se encuentra estrechamente relacionada con la demanda de mano de obra.<sup>11</sup> Asimismo, aquí se asume que los incrementos en la productividad laboral (denotada como  $\xi$ ) favorecen las mejoras salariales.

En la ecuación (5), que explica el comportamiento de los precios, la variable ( $W - \xi$ ) representa a los salarios nominales “ajustados” por la productividad laboral. Como lo indica la derivada parcial respectiva, un incremento de los salarios nominales por encima de la productividad laboral se traduce en una presión alcista sobre los precios.

Si despejamos la productividad laboral en ecuación (4) e insertamos el resultado de este ejercicio en la ecuación (5), se obtendrá la siguiente función de oferta “invertida” de las empresas ( $S^{-1}$ ):

$$(6) \quad P^S = S^{-1}(W, CU), \quad S_W^{-1} > 0, \quad S_{CU}^{-1} > 0.$$

Como puede observarse, la ecuación (6) nos diría, *ceteris paribus*, cuál es el nivel de precios que debe prevalecer para inducir al conjunto de unidades productivas de la economía a utilizar una determinada proporción de la capacidad instalada total. En este marco, para incentivar un aumento de la capacidad instalada utilizada y, por ende, de la producción de bienes y servicios, se requeriría de un nivel de precios más elevado ( $S_{CU}^{-1} > 0$ ). Si asumimos que los salarios se fijan exógenamente, podemos graficar una función de oferta en la cual la capacidad instalada utilizada funge como variable proxy del producto global. Los aumentos salariales, por otra parte, repercutirían sobre los costos unitarios de producción y generarían, por ende, presiones inflacionarias ( $S_W^{-1} > 0$ ). En esta tesitura,

<sup>11</sup> Originalmente se intentó relacionar a los salarios con la tasa de desempleo abierto, pero las series de tiempo disponibles para esta variable resultaron insuficientes, tanto en el caso de Brasil como en el de México.

un incremento salarial podría desplazar la curva de oferta agregada hacia la izquierda y dar lugar al fenómeno de inflación de costos.

En otro orden de ideas, el análisis conjunto de las ecuaciones (4) y (5) habla de un sistema de retroalimentación. Si los sindicatos, las empresas y el gobierno se comportan de cierta manera, dicho sistema podría dar lugar a una espiral inflacionaria de precios y de salarios. Las ecuaciones (5) y (6), por su parte, sugieren que los productores fijan sus precios por encima de los costos unitarios de producción y satisfacen cualquier cantidad demandada a esos precios, dada la capacidad instalada existente. Finalmente, en estado de equilibrio, se cumplirían las siguientes condiciones:  $PS = PD$  y  $YS = YD$ . Es decir, tanto la oferta y demanda “indirectas” como la oferta y demanda “directas” coinciden, dando lugar así a un solo nivel de precios de equilibrio ( $P$ ) y a un solo nivel de producción ofrecido y demandado de equilibrio ( $Y$ ).

### *La balanza de pagos*

Con la finalidad de incorporar al sector externo de la economía en el análisis, se recurre a la expresión (7), que no es otra cosa sino la identidad de la balanza de pagos:

$$(7) \quad DR \equiv CAB + NFB$$

donde  $CAB$  denota al saldo de la cuenta corriente,  $NFB$  al endeudamiento externo neto y  $DR$  a la acumulación neta de reservas internacionales. En aras de mantener un número “manejable” de variables, nos vimos en la necesidad de asumir que, en promedio, la acumulación neta de reservas es igual a cero (es decir,  $DR = 0$ ). Este supuesto es consistente con el régimen cambiario flexible que prevalece tanto en Brasil como en México; es decir, la libre flotación de los tipos de cambio implica que el banco central básicamente se abstiene de intervenir en el mercado cambiario por la vía de la acumulación y la desacumulación de reservas internacionales. En este contexto, cualquier desequilibrio en el mercado cambiario se corrige a través de ajustes en el tipo de cambio, las reservas internacionales se mantienen constantes en el largo plazo y el saldo de la cuenta corriente refleja el cambio en la riqueza externa neta del país (es decir,  $CAB = -NFB$ ). Dicho de otro modo, si un país es deudor neto y registra un déficit en la cuenta corriente, entonces dicho déficit sería igual a la acumulación neta de pasivos con el resto del mundo. En esta tesitura, a través del saldo de la cuenta corriente sería posible capturar el comportamiento del sector externo de la economía.

### ■ *Análisis empírico*

Las ecuaciones de oferta y demanda agregadas sirven de base para seleccionar las siguientes ocho variables macroeconómicas:

- 1) El déficit real del sector público ( $DP$ ), el cual mide la diferencia entre los gastos y los ingresos del gobierno federal, el sector paraestatal y el sector extrapresupuestal.
- 2) La base monetaria real ( $M/P$ ), puesto que el Banco Central ejerce un mayor control sobre esta variable que sobre cualquiera de los agregados monetarios ( $M1$ ,  $M2$ ,  $M3$  y  $M4$ ). La variable utilizada para deflactar, tanto en este caso como en el anterior, es el Índice Nacional de Precios al Consumidor.
- 3) El Tipo de Cambio Real Efectivo ( $Q$ ),<sup>12</sup> dado que éste constituye un indicador general de los cambios en la competitividad internacional de cada nación, no sólo en materia de exportaciones, sino también de importaciones.<sup>13</sup>
- 4) Los salarios nominales en la industria manufacturera.
- 5) El índice de capacidad instalada utilizada de la industria manufacturera, que incluye 205 diferentes tipos de actividad.
- 6) El producto global ( $Y$ ) de México es medido a través del Indicador Global de Actividad Económica (IGAE). Esto en virtud de que no existen observaciones mensuales para el PIB mexicano. En el caso de Brasil se utilizan los datos mensuales sobre el PIB que publica el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística.
- 7) El nivel de precios ( $P$ ), medido a través del Índice Nacional de Precios al Consumidor de cada nación.
- 8) En virtud de que no existen datos mensuales referidos a la cuenta corriente de la balanza de pagos ( $CAB$ ), se utilizó el saldo de la cuenta comercial como variable *prox*.<sup>14</sup>

<sup>12</sup> La otra opción sería emplear el tipo de cambio real de cada país frente al dólar estadounidense, pero el inconveniente de esto es que Estados Unidos participa mucho más en el comercio internacional de México que en el de Brasil. En este contexto, las depreciaciones monetarias surtirían, casi de manera automática, un mayor efecto sobre la economía mexicana que sobre la brasileña. En aras de corregir este sesgo se hace uso del llamado tipo de cambio real efectivo para ambos países. Vale decir que dicho tipo de cambio se establece frente a una canasta de monedas extranjeras, que por supuesto incluye al dólar estadounidense. Asimismo, la importancia relativa de cada moneda se pondera en función del peso que las economías emisoras tienen en el comercio internacional (es decir, en las importaciones y las exportaciones totales) de México y de Brasil.

<sup>13</sup> Para mayores detalles, puede consultarse el trabajo de Durand, Simon y Webb (1992).

<sup>14</sup> Inicialmente se optó por emplear datos trimestrales sobre la cuenta corriente e interpolarlos para la obtención de series mensuales. Sin embargo, el empleo de métodos de interpo-

Como podrá recordarse, en la sección anterior se procedió a sustituir y, por ende, a eliminar dos variables: la tasa de interés y la productividad laboral. Esto nos deja con un modelo que, aunque continúa siendo amplio, resulta más manejable y permite una estimación más eficiente de los diferentes parámetros. Por otra parte, la mayoría de las variables seleccionadas han sido identificadas, en mayor o menor medida, como importantes fuentes de inflación en la literatura empírica reciente.

Para cada una de las variables señaladas se recabó información estadística mensual de enero de 1996 a febrero de 2007.<sup>15</sup> Cabe mencionar, asimismo, que todas las variables, con excepción del déficit fiscal y la balanza comercial, se encuentran expresadas en logaritmos naturales. Asimismo, los datos utilizados han sido ajustados estacionalmente. Para el caso del déficit fiscal y la balanza comercial, se hizo uso del método de ajuste estacional *TRAMO/SEATS*, puesto que éste permite ajustar series que incluyen valores negativos o valores iguales a cero.<sup>16</sup> Para el resto de las variables se recurrió al método de *desestacionalización* conocido como *X12-ARIMA*.<sup>17</sup> Por último, en el Apéndice I aparecen las estadísticas descriptivas básicas para cada una de las variables seleccionadas.

### *Análisis de cointegración*

Las pruebas de cointegración son útiles para determinar si existe una combinación lineal estacionaria para dos o más variables no estacionarias. Dicha combinación lineal, si es consistente con la teoría económica, puede interpretarse como una relación de largo plazo entre las variables. De este modo, el primer paso en el análisis de cointegración estriba en la realización de pruebas de raíz unitaria. Dado que se han

---

lación se traduce en pérdida de información, puesto que dificulta la identificación de relaciones estadísticamente significativas entre las diferentes variables macroeconómicas.

<sup>15</sup> Fuente: Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), Banco de México, Banco Central de Brasil, e Instituto Brasileño de Geografía y Estadística.

<sup>16</sup> El método *TRAMO/SEATS* consiste de dos etapas. La primera etapa es *TRAMO* (Time Series Regression with ARIMA noise, Missing observations and Outliers), consistente en la estimación de un modelo de series de tiempo. La segunda etapa es *SEATS* (Signal Extraction in ARIMA Time Series), consistente en la extracción del patrón estacional del modelo *ARIMA* seleccionado. Para mayores detalles, puede consultarse el trabajo de Gómez y Maravall (1996).

<sup>17</sup> El método *X12-ARIMA* es el método estándar que utiliza el Buró de Censos de Estados Unidos para ajustar estacionalmente la información estadística que se pone periódicamente a disposición del público. Este método consta de etapas. En la primera se aplican de manera secuencial un conjunto de filtros de promedio móvil, para obtener tendencias y fluctuaciones de carácter estacional. En la segunda se eliminan las observaciones atípicas y se reemplazan por observaciones ponderadas. Para mayor información, es posible consultar el trabajo de Findley *et al* (1998).

venido desarrollando recientemente diferentes pruebas de raíz unitaria, y de que cada prueba presenta sus propias bondades y limitaciones, aquí se ha decidido emplear tres diferentes tipos de pruebas: pruebas Dickey-Fuller Aumentadas (o pruebas ADF, por sus siglas en inglés), pruebas de Phillips y Perron (o pruebas PP) y pruebas Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (o pruebas KPSS). Para especificar las ecuaciones de prueba, es decir, para decidir si dichas ecuaciones deben incorporar una constante y una tendencia determinística, o solamente una constante, se recurrió a la metodología propuesta por Hamilton (1994, p. 501). Este autor sugiere seleccionar aquella especificación que mejor describa el comportamiento de la serie de tiempo, no sólo bajo la hipótesis nula sino, también, bajo la alternativa.<sup>18</sup>

En las pruebas ADF y PP la hipótesis nula de raíz unitaria es contrastada frente a la hipótesis alternativa de estacionariedad. En las pruebas KPSS, por otra parte, la hipótesis nula de estacionariedad se contrasta frente a la alternativa de “no estacionariedad”. Una deficiencia de las pruebas ADF y PP es que, en ocasiones, la hipótesis nula de raíz unitaria “no se rechaza” debido a su bajo poder, y no debido a que la serie de tiempo subyacente sea “no estacionaria”. En esta lógica se inscribe la inclusión de una prueba de estacionariedad, como la KPSS. Si, para una determinada serie de tiempo, la hipótesis nula de raíz unitaria (en las pruebas ADF y PP) no se rechaza, mientras que la hipótesis nula de estacionariedad (en la prueba KPSS) se rechaza, entonces habrá una mayor confianza para concluir que la serie de tiempo en cuestión es no estacionaria. En el Cuadro 1 se presentan los resultados de estas pruebas:

Como puede observarse, en el caso de la economía mexicana, parecería razonable tratar a las siguientes variables como  $I(1)$  en niveles e  $I(0)$  en primeras diferencias: déficit fiscal, tipo de cambio real, salarios, capacidad instalada y producto global. La base monetaria “real” es estacionaria (o  $I(0)$  en niveles), mientras que los resultados obtenidos para el nivel de precios y la balanza comercial pudieran ser materia de controversia. En estos dos casos, la controversia deriva de que, cuando se trabaja en niveles, las pruebas ADF y PP indican estacionariedad mientras que la prueba KPSS lleva a concluir la no estacionariedad de la serie. Esta ambigüedad se elimina al sacar primeras diferencias, puesto que los resultados de las tres pruebas utilizadas sugieren estacionariedad. A final de cuentas, se optó por tratar al nivel

<sup>18</sup> En el caso de las pruebas KPSS es posible eliminar la tendencia determinista de las ecuaciones de prueba, pero no la constante. De este modo, la disyuntiva para todos los casos consistió entre incluir constante y tendencia determinística o solamente constante.

**Cuadro 1**  
**Pruebas de raíz unitaria y de estacionariedad**  
**para la economía mexicana**

Variable	Especificación	Estadística ADF Ho: raíz unitaria	Estadística PP Ho: raíz unitaria	Estadística KPSS Ho: estacionariedad	Orden de integración
$DP$	C y TD	-0.53	-1.03	0.31**	I(1)
$\Delta DP$	C	-15.90**	-15.79**	0.45	I(0)
$\left(\frac{M}{P}\right)$	C y TD	-4.12**	-6.76**	0.06	I(0)
$Q$	C	-2.60	-2.78	0.67*	I(1)
$\Delta Q$	C	-8.48**	-8.46**	0.45	I(0)
$W$	C y TD	-2.34	-3.38	0.28**	I(1)
$\Delta W$	C	-17.07**	-18.59**	0.29	I(0)
$CU$	C	-0.97	-2.87	0.54*	I(1)
$\Delta CU$	C	-14.26**	-25.46**	0.33	I(0)
$P$	C y TD	-4.43**	-6.11**	0.35*	I(0) o I(1)
$\Delta P$	C	-3.70**	-2.93*	0.45	I(0)
$Y$	C y TD	-2.48	-2.36	0.23**	I(1)
$\Delta Y$	C	-13.92**	-14.11**	0.34	I(0)
$CAB$	C	-4.44**	-4.21**	5.00**	I(0) o I(1)
$\Delta CAB$	C	12.15**	18.60**	0.10	I(0)

Notas:

1. El símbolo  $\Delta$  es el operador de primeras diferencias. De este modo,  $\Delta Q_t = Q_t - Q_{t-1}$ .
2. C = Constante y TD = Tendencia Determinística.
3. Los asteriscos \* y \*\* indican el rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5% y de 1%, respectivamente.
4. Tanto en las pruebas ADF como en las PP se utilizan los valores críticos de MacKinnon (1996). Dichos valores, por supuesto, varían en función de la especificación de la ecuación de prueba.
5. En las pruebas ADF, se recurre al Criterio de Información de Schwarz para determinar el número de rezagos de las ecuaciones de prueba.
6. Los resultados de las pruebas KPSS se basan en los valores críticos tabulados por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992).



Cuadro 2  
Pruebas de raíz unitaria y de estacionariedad  
para la economía brasileña

Variable	Especificación	Estadística ADF Ho: raíz unitaria	Estadística PP Ho: raíz unitaria	Estadística KPSS Ho: estacionariedad	Orden de integración
$DP$	C	-11.52**	-11.56**	0.28	I(0)
$\left(\frac{M}{P}\right)$	C y TD	-1.55	-1.76	0.21**	I(1)
$\Delta\left(\frac{M}{P}\right)$	C	-9.16**	-9.17**	0.12	I(0)
$Q$	C	-1.51	-1.53	0.95**	I(1)
$\Delta Q$	C	-7.76**	-6.70**	0.22	I(0)
$W$	C y TD	-2.39	-2.74	1.19**	I(1)
$\Delta W$	C	-9.45**	-9.47**	0.04	I(0)
$CU$	C	-2.36	-2.24	1.04**	I(1)
$\Delta CU$	C	-12.75**	-12.98**	0.04	I(0)
$P$	C y TD	-1.52	-1.46	0.23*	I(1)
$\Delta P$	C	-5.34**	-5.34**	0.17	I(0)
$Y$	C y TD	-3.50*	-2.73	0.11	I(0) o I(1)
$\Delta Y$	C	-5.01**	-4.04**	0.05	I(0)
$CAB$	C y TD	-3.45*	-3.99*	0.33*	I(0) o I(1)
$\Delta CAB$	C	-22.50**	-28.61**	0.63	I(0)

Notas:

1. El símbolo  $\Delta$  es el operador de primeras diferencias. De este modo,  $\Delta Q_t = Q_t - Q_{t-1}$ .
2. C = Constante y TD = Tendencia Determinística.
3. Los asteriscos '\*' y '\*\*' indican el rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5% y de 1%, respectivamente.
4. Tanto en las pruebas ADF como en las PP se utilizan los valores críticos de MacKinnon (1996). Dichos valores, por supuesto, varían en función de la especificación de la ecuación de prueba.
5. En las pruebas ADF se recurre al Criterio de Información de Schwarz para determinar el número de rezagos de las ecuaciones de prueba.
6. Los resultados de las pruebas KPSS se basan en los valores críticos tabulados por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992).

de precios como variable  $I(1)$  y a la balanza comercial como variable  $I(0)$ , en función de las siguientes consideraciones:

- 1) Tanto Garcés (2002) como Galindo y Catalán (2004) se enfrentan al mismo problema al realizar pruebas de raíz unitaria para el nivel de precios en México, aun cuando las muestras utilizadas difieren en período y tamaño. En ambos trabajos, sin embargo, el nivel de precios se trata como una variable  $I(1)$  en niveles y estacionaria en primeras diferencias. Para Garcés (*op. cit.*), en particular, esto obedece a que el nivel de precios es una variable  $I(1)$  en muestras grandes. El correlograma para el nivel de precios, tanto en niveles como primeras diferencias, parece avalar dicha conclusión.
- 2) La balanza comercial, por su parte, parecería ser una variable  $I(0)$ . En primer lugar, el correlograma de esta serie de tiempo (en particular, su función de autocorrelación estimada) es consistente con la hipótesis de estacionariedad. En segundo lugar, las exportaciones e importaciones de mercancías al parecer se encuentran cointegradas, por lo que la balanza comercial tendría que ser una combinación lineal estacionaria entre estas dos variables.

En el caso de la economía brasileña, el balance fiscal es una variable estacionaria y existe alguna controversia en relación con los resultados obtenidos para el producto global y la balanza comercial. Sin embargo, si las pruebas formales se complementan con el análisis de gráficas y correlogramas, la conclusión es que la balanza comercial es estacionaria en tanto que el producto global es una variable  $I(1)$ . Para el resto de las variables brasileñas existe una conclusión clara en el sentido de que son  $I(1)$  en niveles e  $I(0)$  en primeras diferencias. De este modo, el balance fiscal y la balanza comercial serían variables estacionarias, mientras que las seis variables restantes serían  $I(1)$ .

De acuerdo con Johansen (1995), para identificar posibles relaciones de cointegración es necesario primero estimar un modelo VAR que sea congruente e incluya a las variables no estacionarias. La congruencia del modelo se logra seleccionando un número de rezagos que elimine la correlación serial y la heteroscedasticidad. La ecuación (8) representa al modelo VAR referido, en su forma reducida:

$$(8) \quad Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_p Y_{t-p} + \Psi X_t + \varepsilon_t$$

donde  $Y_t$  representa al vector de variables endógenas no estacionarias

de cada país,  $X_t$  es un vector de variables determinísticas,<sup>19</sup> y  $\varepsilon_t$  es un vector de choques estructurales. Por otra parte,  $B_i$  y  $\Psi$  son matrices de coeficientes.

El número de rezagos del modelo se estableció empíricamente, puesto que el uso de criterios automáticos no rindió los resultados esperados. En este contexto se encontró que seis rezagos para cada variable en cada ecuación es un número adecuado, puesto que permite capturar la dinámica de las economías mexicana y brasileña, al tiempo que nos deja con suficientes grados de libertad para estimar eficientemente los parámetros de cada modelo VAR. Asimismo, se realizaron pruebas de correlación serial de Breusch-Godfrey para los residuales de cada modelo VAR, desde el primero hasta el decimoquinto orden, así como pruebas multivariadas de heteroscedasticidad de White. Los resultados de estas pruebas sugieren que los residuales son homoscedásticos y no se encuentran serialmente correlacionados. La única precariedad que se detecta es que, tanto en el modelo mexicano como en el brasileño, los residuales no siguen una distribución normal multivariada y este problema no logra eliminarse mediante el incremento del número de rezagos.<sup>20</sup> Esto, sin embargo, no nos impide seguir adelante con la pruebas de cointegración en virtud de que Johansen (1995, p. 20) relaja el supuesto de normalidad en este caso en particular, señalando que los residuales simplemente no deben alejarse demasiado del supuesto de ruido blanco Gaussiano.

Es importante mencionar que para realizar las pruebas de cointegración fue necesario formular, con respecto a cada modelo VAR, supuestos plausibles sobre la existencia de interceptos y tendencias en las relaciones de cointegración (o espacio de cointegración) y en las series de tiempo (o espacio de datos). Dado que el modelo empleado es lineal, por lo menos en los logaritmos de las variables, se incluyó una constante en el espacio de cointegración de modo que las relaciones cointegradoras no quedaran restringidas a pasar a través del origen. Adicionalmente, dado que la mayoría de las series de ambas naciones muestran una tendencia lineal en el tiempo, se juzgó apropiado incorporar también una constante en el espacio de los datos. En los Cuadros 3 y 4 se presentan los resultados de las pruebas de cointegración, con base en la estadística de máximo valor eigen.<sup>21</sup>

<sup>19</sup> Como habrá de verse,  $X_t$  es un vector de dimensión  $2 \times 1$  que contiene a un 1, que sirve para capturar el intercepto, y a una tendencia en el tiempo para cada ecuación, que aquí denotaremos como  $t$ .

<sup>20</sup> En el Apéndice II se reportan los resultados de las pruebas de normalidad.

<sup>21</sup> Los resultados basados en la estadística de traza se muestran en el Apéndice III.

**Cuadro 3**  
**Pruebas de cointegración de Johansen basadas en la estadística**  
**del máximo valor eigen para la economía mexicana**

Hipótesis nula	Hipótesis alternativa	Estadística de máximo valor eigen	Valor crítico (nivel de significancia=5%)	Valor de probabilidad
$r = 0$	$r = 1$	34.96427	40.07757	0.1685
$r \leq 1$	$r = 2$	24.44144	33.87687	0.4238
$r \leq 2$	$r = 3$	16.26756	27.58434	0.643
$r \leq 3$	$r = 4$	12.86212	21.13162	0.465
$r \leq 4$	$r = 5$	8.047219	14.2646	0.3739
$r \leq 5$	$r = 6$	1.00752	3.841466	0.3155

Notas:

1. La letra  $r$  representa el número de vectores de cointegración.
2. El asterisco '\*' denota el rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5%.
3. La prueba de máximo valor eigen indica que no existe relación de cointegración alguna.
4. El número de rezagos del modelo VAR es igual a seis. Se incluyó una constante en el espacio de cointegración y una tendencia lineal en el espacio de los datos.

**Cuadro 4**  
**Pruebas de cointegración de Johansen basadas en la estadística**  
**del máximo valor eigen para la economía brasileña**

Hipótesis nula	Hipótesis alternativa	Estadística de máximo valor eigen	Valor crítico (nivel de significancia=5%)	Valor de probabilidad
$r = 0$	$r = 1$	30.84304	40.07757	0.3702
$r \leq 1$	$r = 2$	26.94875	33.87687	0.2661
$r \leq 2$	$r = 3$	15.51642	27.58434	0.7064
$r \leq 3$	$r = 4$	11.63499	21.13162	0.5839
$r \leq 4$	$r = 5$	10.39558	14.2646	0.1872
$r \leq 5$	$r = 6$	0.616151	3.841466	0.4325

Notas:

1. La letra  $r$  representa el número de vectores de cointegración.
2. El asterisco '\*' denota el rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5%.
3. La prueba de máximo valor eigen indica que no existe relación de cointegración alguna.
4. El número de rezagos del modelo VAR es igual a seis. Se incluyó una constante en el espacio de cointegración y una tendencia lineal en el espacio de los datos.

Como puede constatar, el Cuadro 3 sugiere que no existen relaciones de cointegración para las variables de la economía mexicana. El Cuadro 4 nos lleva a la misma conclusión para el caso de la economía brasileña. De esta manera es procedente estimar sendos modelos VAR “en niveles” para cada una de las economías que nos ocupan. Conviene precisar, asimismo, que los modelos VAR no deben ser necesariamente estacionarios; es decir, cuando las variables del modelo no se encuentran cointegradas es posible, e incluso pertinente, manejar la información en niveles. Por una parte, Fuller (1976), en su teorema 8.5.1., demuestra que sacar primeras diferencias no incrementa la eficiencia asintótica del modelo VAR. Por otra parte, Doan (2000, p. 283) recomienda estimar los modelos VAR en niveles,<sup>22</sup> puesto que obtener las primeras diferencias conduce a una pérdida de información sin producir beneficio alguno por el lado de la eficiencia. En este contexto se trabajará con datos en niveles para las ocho variables seleccionadas con fundamento en nuestro modelo de oferta y demanda agregadas: déficit real del sector público, oferta real de dinero, tipo de cambio real, salarios, capacidad instalada, precios, producción y balanza comercial.

### *Análisis de sensibilidad*

El siguiente paso consiste en utilizar la técnica desarrollada por Pesaran y Shin (1998) para estimar un conjunto de funciones “generalizadas” de respuesta al impulso (FGRI). Las FGRI tienen la ventaja de no depender del ordenamiento de las ecuaciones del modelo VAR. Estas funciones permiten observar la respuesta “dinámica” de una determinada variable frente a choques o cambios inesperados en alguna otra variable. Las Gráficas 1 y 2 dan cuenta de cómo responde el nivel de precios frente a un choque fiscal en México y Brasil, respectivamente:<sup>23</sup>

Como puede verse, las FGRI fueron estimadas en horizontes de 12 meses e incluyen intervalos de 95% de confianza. Para que una función de respuesta al impulso se considere estadísticamente significativa, se requiere que el intervalo de confianza excluya al cero en algún punto dentro del horizonte de 12 meses. Las gráficas 1 y 2 muestran que el efecto inflacionario de una expansión fiscal es más poderoso en Brasil que en México.

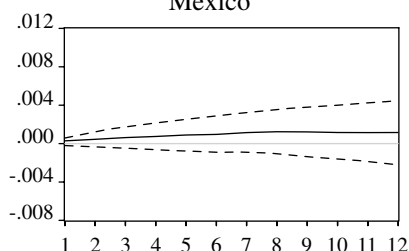
<sup>22</sup> A decir de este autor, si no se detectan relaciones de cointegración, es procedente estimar un modelo VAR “no restringido” en niveles. Cuando, por el contrario, se identifican relaciones a largo plazo, lo que procede es estimar un Modelo de Corrección de Errores.

<sup>23</sup> Un choque debe entenderse como un incremento no anticipado en una determinada variable. La duración del incremento es de un mes y su magnitud es equivalente a una desviación estándar.

Más adelante se verá que los choques fiscales también inciden más en la producción brasileña que en la mexicana. Esto muy probablemente se debe, como se podrá constatar más adelante, a que la economía de Brasil es considerablemente menos abierta que la de México.

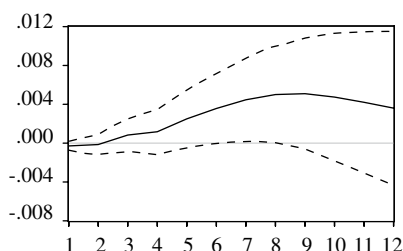
Gráfica 1

Respuesta del nivel de precios  
frente a un choque fiscal en  
México



Gráfica 2

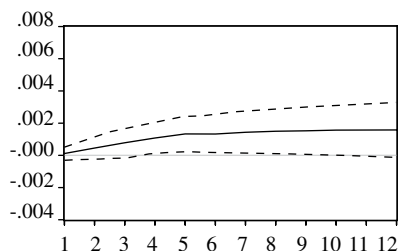
Respuesta del nivel de precios  
frente a un choque fiscal en Brasil



Las Gráficas 3 y 4, por su parte, ilustran la respuesta de los precios frente a una expansión monetaria no anticipada. La inspección visual indica que los precios se elevan en Brasil al momento del impacto, pero el efecto inflacionario se disipa con rapidez. En México, aunque los precios tardan algún tiempo en reaccionar (poco más de un trimestre), el episodio de inflación podría tener una duración mayor.

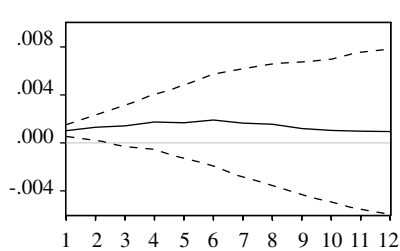
Gráfica 3

Respuesta del nivel de precios  
frente a un choque monetario  
en México



Gráfica 4

Respuesta del nivel de precios  
frente a un choque monetario  
en Brasil



Las Gráficas 5 y 6 permiten comparar el denominado efecto traspaso del tipo de cambio a los precios en las economías de referencia. Una

depreciación real de la moneda en México tarda alrededor de cuatro meses en repercutir en los precios, pero el efecto inflacionario es potente y de larga duración. En Brasil, aun cuando los precios se elevan de inmediato, el efecto inflacionario se diluye rápidamente. De acuerdo con Choudhri y Hakura (2001), Campa y Goldberg (2002) y Baqueiro, Días de León y Torres (2003), el efecto traspaso tiende a disminuir conforme un país transita de un escenario de inflación alta a un escenario de inflación baja. Aunque nuestras estimaciones son consistentes con esta conclusión,<sup>24</sup> es pertinente señalar que, aun en tiempos de inflación baja, las depreciaciones reales de la moneda continúan siendo una importante fuente de inflación, particularmente en la economía mexicana. Por otra parte, el hallazgo de que el efecto traspaso es más vigoroso en México que en Brasil podría tener dos grandes explicaciones:

- 1) La primera es que, como se demostrará líneas abajo, la economía mexicana es más dependiente de insumos intermedios y bienes de capital importados. En este contexto, una depreciación del tipo de cambio real eleva el costo en moneda nacional de los insumos de importación, presiona los costos unitarios de producción y provoca inflación de costos.
- 2) La segunda es que, como se señaló con anterioridad, la economía mexicana es considerablemente más abierta que la brasileña. Conviene recordar que, tanto McCarthy (1999) como Goldfajn y Werlang (2000), señalan que la magnitud del efecto traspaso del tipo de cambio al nivel de precios guarda una relación directa con el grado de apertura de una economía.

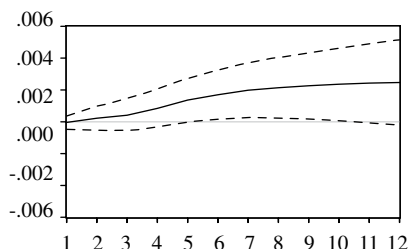
Finalmente, las Gráficas 7 y 8 sugieren que los choques salariales no representan una fuente importante de inflación, puesto que las funciones de respuesta al impulso no son estadísticamente significativas en país alguno. En síntesis, el fenómeno inflacionario en ambos países responde a una combinación de choques fiscales, monetarios y cambiarios.<sup>25</sup> En primer término, una expansión fiscal causa mayor inflación en Brasil que en México. Contrariamente, el *efecto traspaso* del tipo de cambio a los precios es mayor en México que en Brasil. En ambas naciones, por otra parte, una expansión temporal de la oferta de dinero desemboca en aumentos de precios, los cuales son moderados y transitorios. Por últi-

<sup>24</sup> Si ampliamos el tamaño de la muestra e incluimos observaciones correspondientes a períodos de inflación elevada –por ejemplo, si incluimos observaciones correspondientes al año de 1995 para México y observaciones anteriores a julio de 1994 para Brasil –, el efecto traspaso se incrementa en ambas naciones.

<sup>25</sup> Más adelante se verá que la inflación también es un fenómeno de carácter inercial, sobre todo en Brasil.

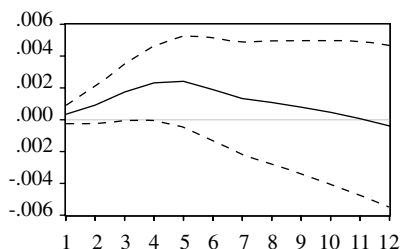
Gráfica 5

Respuesta del nivel de precios  
frente a un choque cambiario  
en México



Gráfica 6

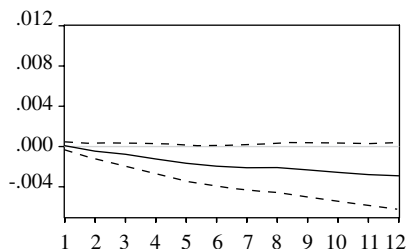
Respuesta del nivel de precios  
frente a un choque cambiario  
en Brasil



mo, no se encuentra evidencia de que los choques salariales influyan de manera importante en la evolución de los precios de país alguno.<sup>26</sup>

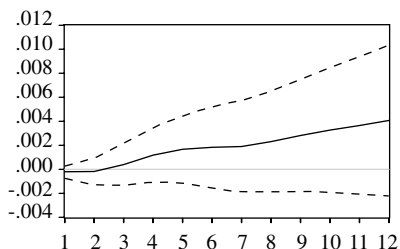
Gráfica 7

Respuesta del nivel de precios  
frente a un choque salarial  
en México



Gráfica 8

Respuesta del nivel de precios  
frente a un choque salarial  
en Brasil



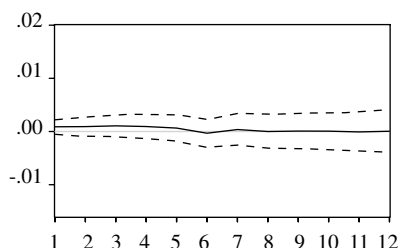
En las gráficas 9 y 10 se muestran los efectos de un choque fiscal en las economías de México y Brasil, respectivamente. Como puede constatar, una expansión fiscal no parece estimular la actividad económica en México. En Brasil, contrariamente, la producción se eleva al momento del impacto y este efecto positivo se prolonga por espacio de varios meses. Este hallazgo, además de reflejar un manejo y composición diferentes del presupuesto público, podría explicarse en función

<sup>26</sup> Esto es consistente con el estudio de Arias y Guerrero (1988), puesto que allí se plantea que los salarios no ejercen una influencia importante sobre los precios en la economía mexicana.



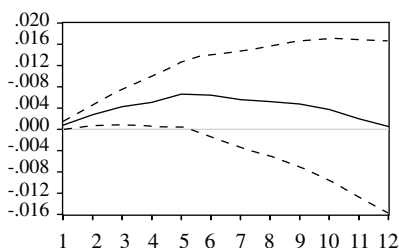
Gráfica 9

Respuesta de la producción frente a un choque fiscal en México



Gráfica 10

Respuesta de la producción frente a un choque fiscal en Brasil

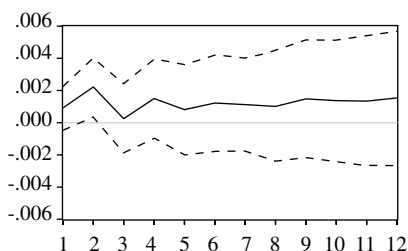


de que la economía brasileña es considerablemente menos abierta que la mexicana. Dicho de otro modo, bajo una perspectiva keynesiana, una política fiscal expansiva surte mayores efectos sobre la producción en una economía relativamente cerrada, como la brasileña, que en una economía relativamente abierta, como la mexicana (véase el Cuadro 5).

En las gráficas 11 y 12 se aprecia que el efecto de la liquidez se encuentra presente en las economías de México y Brasil, respectivamente.

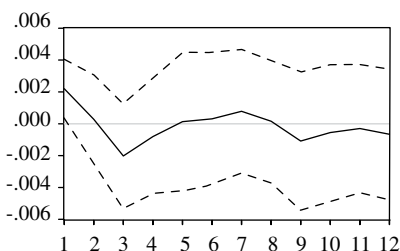
Gráfica 11

Respuesta de la producción frente a un choque monetario en México



Gráfica 12

Respuesta de la producción frente a un choque monetario en Brasil



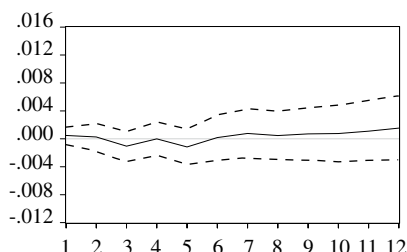
Como se desprende de las funciones de respuesta al impulso, tanto en México como en Brasil, la producción se eleva temporalmente como consecuencia de un choque monetario. El mecanismo de transmisión sería, presumiblemente, el que a continuación se describe: 1) Se produce un incremento temporal de la oferta de dinero, ya sea como producto de un choque o de un relajamiento de la política monetaria; 2) La tasa de interés real descende de manera transitoria; 3) Se genera un mayor incentivo

para la inversión privada en proyectos productivos; y 4) La actividad económica se incrementa durante algún tiempo. En conclusión, este hallazgo sería consistente con la teoría de la “no neutralidad” del dinero.

Finalmente, las gráficas 13 y 14 exhiben los efectos de una depreciación real de la moneda sobre la producción de bienes y servicios.

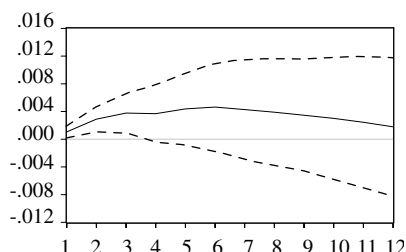
Gráfica 13

Respuesta de la producción frente a un choque cambiario en México



Gráfica 14

Respuesta de la producción frente a un choque cambiario en Brasil



Es importante señalar que Brasil parece aprovechar mejor las ganancias que, desde el punto de vista de la competitividad internacional, trae consigo un aumento en el tipo de cambio real. En Brasil, una depreciación temporal de la moneda provoca que el producto global se incremente de manera ostensible por espacio de cuatro meses. En México, por el contrario, el volumen de producción no parece alterarse. La explicación de esto sería que una depreciación cambiaria real produce dos efectos de signo contrario sobre la producción. Por una parte, la incentiva, en virtud de que incrementa la competitividad internacional, las exportaciones netas y la demanda agregada. Por otra parte, la desincentiva, en razón de que incrementa el costo en moneda nacional de los insumos importados, lo cual se traduce en inflación de costos; es decir, inflación con recesión. En México, la interacción de estos dos efectos parecería ser menos favorable por dos razones fundamentales:

- 1) La primera es que, como se ilustra en el Cuadro 5, México es más dependiente de los insumos intermedios y bienes de capital importados. En el 2005, la participación de las importaciones de bienes intermedios y de capital en el producto global ascendió a 8.55% en Brasil, mientras que en México este cociente alcanzó 22.52%. Esta marcada discrepancia, como es natural, exacerba los efectos recesivos de una depreciación cambiaria en la economía mexicana; y

- 2) La segunda razón estriba en que la economía mexicana es más abierta que la brasileña, por lo que sus precios son más sensibles frente a movimientos en el tipo de cambio real. En este contexto, en México se erosionan con mayor rapidez las ganancias que, en materia de competitividad internacional, trae consigo una depreciación de la moneda. En el Cuadro 5 se reporta que, en el 2005, el grado de apertura económica de Brasil y México –medido por la participación de la suma de las exportaciones y las importaciones de bienes y servicios en el PIB– fue 29.2 y 61.4%, respectivamente. Adicionalmente, los eslabonamientos de las industrias exportadoras con el resto de la plataforma productiva podrían ser más endebles en México que en Brasil; entre otras cosas, por las características inherentes a la industria maquiladora de exportación en nuestro país. Este factor contribuiría también a debilitar los efectos de transmisión del sector exportador hacia el resto de la economía nacional.

**Cuadro 5**  
**Indicadores estructurales seleccionados de Brasil y México: 2005**

Variable	Brasil	México
Exportaciones de bienes y servicios (% del PIB)	16.77	29.91
Importaciones de bienes y servicios (% del PIB)	12.26	31.57
Importaciones de bienes intermedios y de capital (% del PIB)	8.55	22.52
Grado de apertura económica <sup>a</sup>	29.2	61.4
Saldo de la cuenta corriente (% del PIB) <sup>b</sup>	1.8	-0.7
Deuda externa total (% del PIB)	21.3	16.5
Requerimientos financieros del sector público (% del PIB)	1.7	3.3

Notas:

- a. Exportaciones de bienes y servicios + importaciones de bienes y servicios como porcentaje del PIB.
- b. El signo negativo indica que el saldo es deficitario.
- c. Este dato considera la deuda externa de los sectores público y privado. Se incluye, asimismo, la deuda adquirida con el Fondo Monetario Internacional.

*Fuente:* Elaboración propia con base en datos de la CEPAL.

**Cuadro 6**  
**Composición porcentual del PIB por sectores de actividad económica**  
**en Brasil y México: 2005\***

Sector de actividad económica	Brasil	México
I. Agricultura, caza, silvicultura y pesca	8.01	3.81
II. Explotación de minas y canteras	4.63	1.47
III. Industrias manufactureras	22.98	17.53
IV. Construcción	6.95	5.28
V. Electricidad, agua y gas	3.35	1.32
VI. Transportes, almacenamiento y comunicaciones	4.79	10.38
VII. Comercio, restaurantes y hoteles	7.18	20.95
VIII. Servicios financieros, seguros, bienes inmuebles y servicios a las empresas	16.22	12.94
IX. Servicios comunales, sociales y personales <sup>a</sup>	25.90	26.30

Notas:

- \* La composición del producto se calcula con base en el valor agregado por cada sector. La suma de los porcentajes puede diferir de 100 debido al redondeo.
- a. Aquí se incluye también la comisión asociada a los servicios bancarios, el IVA y los derechos de importación.

*Fuente:* Elaboración propia con base en datos de la CEPAL.

El Cuadro 6 es ilustrativo de la composición porcentual del PIB por sectores de actividad económica en las naciones que nos conciernen. La posible relevancia de esto radica en que cada sector de actividad responde de manera distinta frente a incrementos en el déficit fiscal, expansiones en la oferta de dinero o depreciaciones reales de la moneda. Cada sector de actividad se comporta también de manera diferente durante las fases de expansión y recesión económica dentro del ciclo. En esta tesitura puede observarse que entre México y Brasil hay una divergencia importante en la composición del producto que, ciertamente, no alcanza a sugerir una brecha significativa en niveles de desarrollo económico.<sup>27</sup> Como puede constatar, tomando el año 2005 como referencia, las actividades primarias (rubro I del Cuadro 6) tienen un mayor peso relativo en la economía brasileña que en la

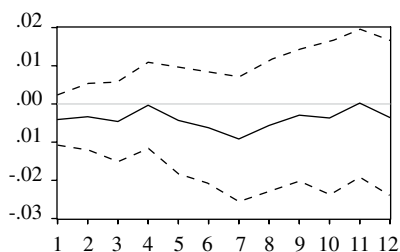
<sup>27</sup> De acuerdo con diversos autores, a medida que una economía se desarrolla, la participación de la agricultura en el producto tiende a reducirse, en tanto que en los servicios tiende a crecer. La participación del sector industrial es una función en forma de U con respecto al desarrollo económico, puesto que primero baja y después, en los estadios avanzados, se recupera.

mexicana: 8.01% en la primera frente a sólo 3.81% en la segunda. De igual manera, el sector industrial (que comprende los rubros II, III, IV y V del cuadro referido) tiene una participación de 37.9% en el PIB de Brasil y de sólo 25.6% en el de México. El rubro II, en particular, habla de manera elocuente de la mayor riqueza de recursos naturales del país sudamericano. Finalmente, en México, la participación del sector servicios (que incluiría los rubros VI, VII, VIII y IX) en el producto alcanza 70.57%, en comparación con 54.09% de Brasil. Una hipótesis de investigación plausible, que por cierto rebasa los objetivos del presente artículo, es que esta divergencia en la composición de la producción (así como las elasticidades de oferta propias de cada sector) contribuye en alguna medida a explicar que, frente a choques y perturbaciones diversas, la actividad económica y los precios respondan de manera diferente en México que en el país sudamericano.

Un último hallazgo interesante que se desprende de las FGRI tiene que ver con el efecto que una mayor utilización de la capacidad instalada en la industria manufacturera surte sobre los salarios nominales pagados en esa industria. Véanse las Gráficas 15 y 16:

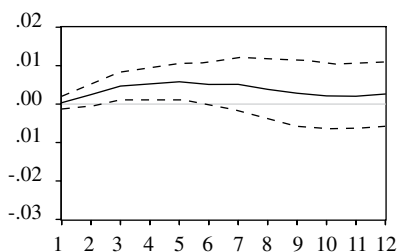
Gráfica 15

Respuesta de los salarios nominales  
frente a un incremento en la  
capacidad instalada utilizada en  
México



Gráfica 16

Respuesta de los salarios nominales  
frente a un incremento en la  
capacidad instalada utilizada en  
Brasil

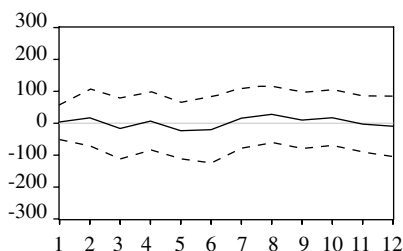


Como podrá recordarse, la ecuación (4) especifica a los salarios nominales como una función creciente de la capacidad instalada utilizada, la cual se emplea como variable *proxy* de la demanda laboral. Esta relación positiva no parece validarse en el caso de México, pero sí en el de Brasil. En la economía brasileña, la respuesta de los salarios frente a un aumento en el índice de utilización de la capacidad instalada es positiva y estadísticamente significativa por espacio de varios meses.

En otro orden de ideas, la ecuación (7) nos sirvió de base para incorporar la balanza comercial al modelo. En este contexto, se juzgó pertinente analizar los efectos de una depreciación real de la moneda sobre la balanza comercial en las naciones que nos ocupan.

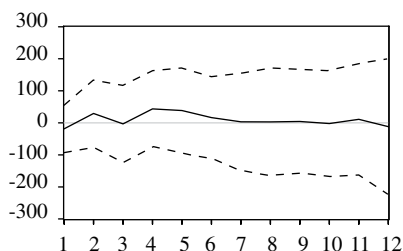
Gráfica 17

Respuesta de la balanza comercial  
frente a una depreciación real de la  
moneda en México



Gráfica 18

Respuesta la balanza comercial  
frente a una depreciación real de la  
moneda en Brasil



La no significancia estadística de las FGRI de las Gráficas 17 y 18 sugiere que, tanto en México como en Brasil, el tipo de cambio real no influye en el saldo de la balanza comercial. Esto, desde luego, no implica que el tipo de cambio real no incida en el volumen de bienes importados y exportados. Una depreciación real de la moneda puede ciertamente provocar que la cantidad de mercancías exportadas crezca y la cantidad de mercancías importadas descienda, pero también aumenta el precio relativo de las importaciones en términos de las exportaciones

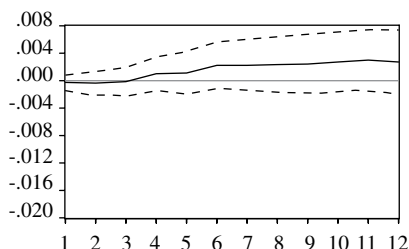
( $Q = \frac{EP^*}{P}$ ). En este contexto, el aumento en el volumen exportado y el

descenso en el volumen importado puede no ser suficiente para mejorar el saldo de la balanza comercial. Para que el saldo comercial mejore se requiere que la condición *Marshall-Lerner* se satisfaga; es decir, que el aumento en la cantidad exportada y la baja en la cantidad importada sobre-compensen el incremento en el tipo de cambio real. En términos más formales, se requiere que la suma de la elasticidad precio de la demanda de las exportaciones de un país y la elasticidad precio de la demanda de sus importaciones sea mayor a la unidad.

Finalmente, se analiza el impacto de un choque a la balanza comercial sobre el nivel de actividad económica. El choque referido podría provenir, por ejemplo, de un incremento exógeno de las exportaciones domésticas. Las Gráficas 19 y 20 nos ilustran al respecto:

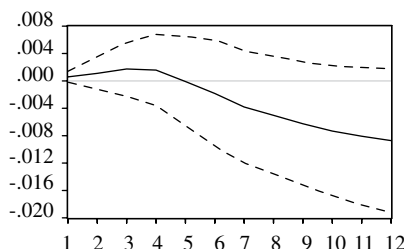
Gráfica 19

Respuesta de la producción  
frente a un choque a la balanza  
comercial en México



Gráfica 20

Respuesta de la producción  
frente a un choque a la balanza  
comercial en Brasil



Como puede apreciarse, una mejora de la balanza comercial no genera una respuesta estadísticamente significativa de la producción en país alguno. La explicación de esto radicaría en posibles efectos *crowding out*. Por ejemplo, un aumento exógeno de las exportaciones—*ceteris paribus*— elevaría inicialmente el nivel de actividad económica, la demanda de dinero y la tasa de interés, lo que a su vez apreciaría la moneda doméstica por la vía de una mayor atracción de inversión extranjera de cartera. Tanto el aumento de la tasa de interés como la apreciación de la moneda tenderían a neutralizar los efectos positivos que un mayor auge exportador tendría sobre el nivel de actividad económica. Esto sería consistente con las predicciones del modelo *Mundell-Fleming*.<sup>28</sup> Sin embargo, algunos hallazgos del presente trabajo parecerían contradecir al modelo referido. Concretamente, el modelo *Mundell-Fleming* postula que en economías abiertas con libre movilidad de capital y régimen cambiario flexible, una política fiscal expansiva (restrictiva) no es efectiva en términos de incentivar (desincentivar) la producción debido a los efectos *crowding out* que se generan a través de incrementos (reducciones) en las tasas de interés y apreciaciones (depreciaciones) de la moneda. La política monetaria, contrariamente, sí lograría surtir efectos buscados sobre la producción.

En este contexto, la evidencia empírica correspondiente a México es hasta cierto punto consistente con el modelo *Mundell-Fleming*, pero la de Brasil no lo es. En Brasil, las expansiones fiscales parecen estimular la producción en mayor medida que las monetarias. Una explicación tentativa frente a esta paradoja es que en Brasil, aun cuando el régimen cam-

<sup>28</sup> Véase Frenkel y Razin (1987) para mayores detalles.

biario es flexible y existe libre movilidad de capital, el grado de apertura económica es relativamente bajo como se ilustra en el cuadro 5.

### *Descomposiciones generalizadas de varianza*

Al igual que las FGRI, las descomposiciones “generalizadas” de varianza (DGV, en lo sucesivo) tienen la ventaja de no depender de la ordenación de las ecuaciones del modelo. Las DGV constituyen un complemento necesario de las FGRI. Dicho de otro modo, mientras que las FGRI describen de qué manera (o con qué signo) una variable se ve afectada a través del tiempo por choques en otra variable, las DGV establecen en qué medida (o en qué porcentaje) una variable se ve influida por innovaciones en otra variable. Lo anterior, como hemos visto, se hace en un contexto multivariado, es decir, en el contexto de un modelo VAR de siete variables. En los Cuadros 6 y 7 se reportan las DGV para México y Brasil, respectivamente. En el panel superior de cada cuadro se exhibe la descomposición de varianza de los precios, mientras que en el inferior aparece la descomposición de varianza de la producción. En ambos casos, como puede verse, se estimaron las DGV en horizontes de 12 y 24 meses.

Al examinar con detenimiento las DGV puede inferirse que, en términos generales, son consistentes con las FGRI. La descomposición de varianza de los precios para México sugiere que los choques fiscales, 24 meses después de ocurridos, explican 2.12% de las variaciones en el nivel de precios y 2.41% de las variaciones en la producción. En el caso de Brasil, los choques fiscales son responsables, en el mismo horizonte de tiempo, de 14.49% de la variación en los precios y 14.21% de la variación en el producto global. En este contexto, se corrobora el hallazgo de que los choques fiscales tienen un mayor impacto, tanto nominal como real, en la economía brasileña que en la mexicana.

La capacidad explicativa de los choques monetarios en los horizontes de 12 y 24 meses es, en términos generales, consistente con la evidencia obtenida a través de las FGRI. Una anotación importante es que las innovaciones monetarias parecerían influir más sobre los precios en México. Asimismo, las descomposiciones de varianza de la producción son consistentes con el hallazgo hecho previamente en cuanto a que el efecto de la liquidez se encuentra presente en ambas economías. Dicho efecto es, sin embargo, tenue y de corta duración.

En lo concerniente a los choques cambiarios resulta que, 24 meses hacia el futuro, estos explican 11.25% de las variaciones en el nivel de precios para el caso de México y 10.65% para el caso de Brasil. Estas



Cuadro 6  
Descomposiciones generalizadas de varianza para la economía mexicana

Descomposición de varianza de los precios (P)									
Periodo	Desviación Estándar	Choque a DP	Choque a $\left(\frac{M}{P}\right)$	Choque a Q	Choque a W	Choque a CU	Choque a P	Choque a Y	Choque a CAB
12	0.0148	4.09	14.07	12.94	12.70	0.50	52.23	0.69	2.78
24	0.0235	2.12	18.72	11.25	18.59	1.95	45.08	0.32	1.96
Descomposición de varianza de la producción (Y)									
Periodo	Desviación Estándar	Choque a DP	Choque a $\left(\frac{M}{P}\right)$	Choque a Q	Choque a W	Choque a CU	Choque a P	Choque a Y	Choque a CAB
12	0.0165	1.58	7.23	2.40	1.03	31.55	6.68	28.95	20.57
24	0.0224	2.41	17.47	7.29	5.59	27.56	4.14	17.92	17.61

Nota:  
Los porcentajes de varianza pueden no sumar 100 debido al redondeo.

Cuadro 7  
Descomposiciones generalizadas de varianza para la economía brasileña

Periodo	Desviación Estándar	Descomposición de varianza de los precios ( <i>P</i> )							
		Choque a <i>DP</i>	Choque a $\left(\frac{M}{P}\right)$	Choque a <i>Q</i>	Choque a <i>W</i>	Choque a <i>CU</i>	Choque a <i>P</i>	Choque a <i>Y</i>	Choque a <i>CAB</i>
12	0.0224	25.61	10.79	11.04	6.73	11.51	24.68	6.42	3.22
24	0.0366	14.49	6.61	10.65	18.74	22.50	9.91	6.66	10.45
Periodo	Desviación Estándar	Descomposición de varianza de la producción ( <i>Y</i> )							
		Choque a <i>DP</i>	Choque a $\left(\frac{M}{P}\right)$	Choque a <i>Q</i>	Choque a <i>W</i>	Choque a <i>CU</i>	Choque a <i>P</i>	Choque a <i>Y</i>	Choque a <i>CAB</i>
12	0.0387	18.83	11.10	10.46	2.69	26.55	4.93	14.92	10.51
24	0.0523	14.21	12.67	14.90	8.86	21.14	4.73	12.94	10.54

Nota:

Los porcentajes de varianza pueden no sumar 100 debido al redondeo.

cifras corroboran dos de los hallazgos hechos con antelación. El primero es que el efecto traspaso del tipo de cambio a los precios es mayor en México que en Brasil. Y el segundo es que las depreciaciones reales de la moneda continúan siendo una fuente importante de inflación en las dos naciones. Por otra parte, en el mismo horizonte de 24 meses, los choques cambiarios dan cuenta de 14.9% de la volatilidad en el PIB brasileño y de sólo 7.29% de la volatilidad en el PIB mexicano. Esto es consistente con las FGRI, las cuales indican que una depreciación real de la moneda estimula la actividad económica en Brasil, pero no en México.

La evidencia empírica también sugiere que los choques salariales desempeñan un papel secundario en ambos países, sobre todo como fuente de variación en la producción. En otro orden de ideas, al analizar la descomposición de varianza de los precios, se aprecia que la inflación es en alguna medida un fenómeno inercial, particularmente en la economía mexicana. Esto en virtud de que los choques propios (que serían, en este caso, los choques a la variable  $P$ ), 12 meses después de ocurridos, explican 52.23 y 24.68% de las variaciones en el nivel de precios de México y Brasil, respectivamente. La actividad económica presenta igualmente un acentuado componente inercial o predeterminado, toda vez que los choques reales (es decir, los choques a la variable  $Y$ ), en horizontes de 12 meses, dan cuenta de 28.85 y 14.92% de la variabilidad en la producción en México y Brasil, respectivamente.

### ■ Conclusiones

Son varias las conclusiones que se desprenden del presente trabajo. Primeramente, la inflación en México se encuentra determinada por una combinación de choques monetarios y cambiarios, además de exhibir un fuerte componente predeterminado (o inercial). En Brasil, la inflación obedece no sólo a choques monetarios y cambiarios, sino también fiscales, en tanto que el llamado componente inercial es de menor magnitud que en México. Los choques salariales, por su parte, no parecen influir de manera significativa en la evolución de los precios de país alguno a juzgar, sobre todo, por las funciones de respuesta al impulso.

Asimismo, entre las naciones analizadas se pueden identificar diferencias relevantes, sobre todo por sus implicaciones en materia de política económica. En principio de cuentas, un choque cambiario provoca menos inflación y más crecimiento en el país sudamericano. Dicho de otro modo, el *efecto traspaso* del tipo de cambio a los precios es más vigoroso en México que en Brasil. En segundo lugar, una depreciación real de la moneda estimula la actividad económica solamente en Brasil.

Como se hizo notar previamente, la mayor vulnerabilidad de México frente a movimientos pronunciados y súbitos en el tipo de cambio parecería obedecer no sólo a un mayor grado de apertura económica, sino a una dependencia más elevada de insumos intermedios y bienes de capital importados.

En este contexto, una estrategia de crecimiento económico que contemplara –entre otras medidas– a un tipo de cambio subvaluado probablemente rendiría mejores resultados en Brasil. En México, más que pensar en subvaluar la moneda para promover las exportaciones de bienes y servicios, es imprescindible formular e instrumentar un paquete coherente de políticas sectoriales que acreciente la capacidad productiva y la eficiencia, no sólo de las industrias exportadoras, sino de las industrias sustitutivas de importaciones. Es necesario, por otra parte, que se promueva la integración, mediante el establecimiento de cadenas productivas eficientes y sólidas, de las industrias exportadoras con el resto de la planta industrial del país. Esto último contribuiría a robustecer los efectos de transmisión del sector exportador hacia el resto de la economía nacional.

En otro orden de ideas, los choques fiscales surten mayores efectos sobre la producción y los precios en la economía brasileña. Esto permite inferir que, en Brasil, una política fiscal expansiva sería más efectiva en términos de promoción del crecimiento económico. Como se señaló en su oportunidad, en el menor grado de apertura económica de Brasil probablemente reside parte de la explicación para este hallazgo en particular. En otras palabras, la evidencia en cuestión sería consistente con la noción keynesiana que establece que la política fiscal es más efectiva en una economía relativamente cerrada, como la brasileña, que en una economía relativamente abierta, como la mexicana. El reducido impacto de la política fiscal en la economía mexicana podría, asimismo, subrayar la necesidad de reimpulsar la inversión pública en infraestructura, articulándola con políticas sectoriales de aliento a las inversiones privadas.

Por lo que respecta a los choques monetarios, éstos provocan una elevación moderada de los precios y un incremento tenue y pasajero del producto global en las dos naciones. De esta manera, *el efecto de la liquidez* parecería validarse en las economías de referencia. Valdría la pena enfatizar, sin embargo, que el incremento de la producción es pequeño y se disipa rápidamente. En esta tesitura, un relajamiento excesivo de la política monetaria podría acarrear sensibles retrocesos en el combate a la inflación y reeditar, en cambio, ganancias poco significativas en materia de crecimiento económico y generación de empleos.

Por otra parte, una mejora de la balanza comercial –proveniente, por

ejemplo, de un incremento exógeno de las exportaciones— no parece estimular la actividad económica en México ni en Brasil. Como se señaló en su oportunidad, este hallazgo es consistente con las predicciones del modelo *Mundell-Fleming* y los denominados efectos *crowding out*. Dicho de otro modo, bajo la condición de *ceteris paribus*, la mayor dinámica exportadora elevaría inicialmente la producción, la demanda de dinero y las tasas de interés, apreciando la moneda doméstica por la vía de una mayor atracción de capital foráneo. De esta manera, tanto el aumento de la tasa de interés como la apreciación cambiaria tenderían a neutralizar los efectos positivos asociados con una expansión de las exportaciones. En el presente trabajo, sin embargo, también se producen hallazgos que parecen contradecir al modelo *Mundell-Fleming*. Concretamente, el modelo referido postula que, en una economía abierta con libre movilidad de capital y tipo de cambio flotante, una política fiscal expansiva sería inefectiva para estimular la producción en virtud de los efectos *crowding out* generados a través de aumentos en las tasas de interés y apreciaciones cambiarias. Una política monetaria expansiva, por el contrario, sí surtiría los efectos buscados en una economía como la descrita.

En esta perspectiva, aun cuando la evidencia empírica de México es hasta cierto punto consistente con el modelo *Mundell-Fleming*, la de Brasil no lo es. En el país sudamericano, una expansión fiscal estimula la producción en mayor medida que una expansión monetaria. Como ya se ha dicho, una explicación tentativa frente a esta paradoja radica en que la economía brasileña, pese a tener un régimen cambiario flexible y una libre movilidad de los flujos de capital, se caracteriza por un grado de apertura económica relativamente bajo.

#### ■ Bibliografía

- Abugri, B. A. (2008). “Empirical Relationship between Macroeconomic Volatility and Stock Returns: Evidence from Latin American Markets”, *International Review of Financial Analysis* No. 17(2), pp. 396-410.
- Arias, L.; Guerrero, V. (1988). “Un Estudio Econométrico de la Inflación en México de 1970 a 1987”, Banco de México, Dirección General de Investigación Económica, *Documento de Investigación*, No. 65, México, D. F., pp. 1-76.
- Banco Central de Brasil, *Séries Estadísticas*, <http://www.bcb.gov.br>.
- Banco de México (BANXICO), *Séries Estadísticas*, <http://www.banxico.org.mx>.
- Baqueiro, A.; Díaz de León, A.; y Torres, A. (2003). “¿Temor a la Flota-

- ción o a la Inflación? La Importancia del Traspaso del Tipo de Cambio a los Precios”, Banco de México, Dirección General de Investigación Económica, *Documento de Investigación*, No. 2, pp. 1-26.
- Belaisch, A. (2003). “Exchange Rate Pass-Through in Brazil”, Fondo Monetario Internacional, *Documento de Trabajo*, No. 03/141, Washington, D. C.
- Betts, C.; Devereux, M. (2000). “Exchange Rate Dynamics in a Model of Pricing-to-Market”, *Journal of International Economics*, No. 50, Madison, pp. 215-244.
- Campa, J.; Goldberg, L. (2002). “Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or a Micro Phenomenon?”, National Bureau of Economic Research, *Working Paper*, No. 8934, Cambridge, Massachusetts.
- Choudhri, E.; Hakura, D. (2001). “Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?”, Fondo Monetario Internacional, *Documento de Trabajo*, No. 01/194, Washington, D. C.
- Cuadros, A. M. (2000). “Exportaciones y Crecimiento Económico: un Análisis de Causalidad para México”, *Estudios Económicos*, No. 15(1), pp. 37-64.
- Cuevas, V. (2005). “Efectos de la Volatilidad Cambiaria en la Economía Mexicana”, en *Procesos de Integración Económica de México y el Mundo*, coordinado por Alfredo Sánchez Daza, México, D. F., pp. 263-301.
- Datt, Gaurav y Martin Ravallion (1992). “Growth and redistribution components of changes in poverty measures: A decomposition with applications to Brazil and India in the 1980’s”, *Journal of Development Economics* 38(2), 275-295.
- De la Cruz, J. L.; Núñez, J. A. (2006). “Comercio Internacional, Crecimiento Económico e Inversión Extranjera Directa: Evidencias de Causalidad para México”, *Revista de Economía Mundial*, No. 15, pp. 181-2002.
- Doan, T. (2000). “RATS User’s Manual”, Version 5, *Estima*, Evanston, Illinois.
- Dornbusch, R.; Sturzenegger, F.; Wolf, H. (1990). “Extreme Inflation: Dynamics and Stabilization”, *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, Washington, D. C., pp. 1-64.
- Durand, M.; Simon, J.; Webb, C. (1992). “OECD’s Indicators of International Trade and Competitiveness”, Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos, Departamento de Economía, *Documento de Trabajo*, No. 20, París.

- Findley, D. F.; Monsell, B. C.; Bell, W. R.; Otto, M. C.; Chen, B. (1998). "New Capabilities and Methods of the X12-ARIMA Seasonal Adjustment Program", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 16, No. 2, pp. 127-52.
- Frenkel, J.; Razin, A. (1987). "The Mundell-Fleming Model: A Quarter-Century Later", *IMF Staff Papers*, Diciembre, Washington, D.C.
- Fuller, W. (1976). *Introduction to Statistical Time Series*, Wiley, Nueva York.
- Galindo, L.; Catalán, H. (2004). "Los Efectos de la Política Monetaria en el Producto y los Precios en México: un Análisis Econométrico", *Economía, Sociedad y Territorio*, Dossier especial, pp. 65-101.
- Garcés, D. (2002). "Agregados Monetarios, Inflación y Actividad Económica en México", Banco de México, Dirección General de Investigación Económica, *Documento de Investigación*, No. 7, México, D. F. pp. 1-31.
- Goldfajn, I.; Werlang, S. (2000). "Exchange Rate Pass-Through in Brazil: A Panel Study," Banco Central de Brasil, *Documento de Trabajo* No. 5, pp. 1-39.
- Gómez, V.; Maravall, A. (1996). "Programs TRAMO (Time Series Regression with ARIMA noise, Missing observations and Outliers) and SEATS (Signal Extraction in ARIMA Time Series). Instructions for the User", *Documento de Trabajo* No. 9628, Servicio de Estudios, Banco de España.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), <http://www.ibge.gov.br>.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), <http://www.inegi.gob.mx>.
- Johansen, S.; Juselius, K. (1994). "Identification of the Long-run and Short-run Structure: An Application to the IS/LM Model", *Journal of Econometrics*, Vol. 63, pp. 7-36.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
- Kwiatkowski, D.; Phillips, P.; Schmidt, P.; Shin, Y. (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*, No. 54, pp. 159-178.
- MacKinnon, J. (1996). "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of applied econometrics*, No. 11, pp. 601-618.

- McCarthy, J. (1999). "Pass-Through of Exchange and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies", Banco de Pagos Internacionales, *Documento de Trabajo del Banco de Pagos Internacionales*, No. 79, Basilea.
- Minella, A. (2001). "Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000)", Banco Central de Brasil, *Documento de Trabajo*, No. 33, pp. 1-34.
- Pesaran, M.; Shin, Y. (1998). "Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models", *Economic Letters*, No. 58, pp. 165-193.
- Wang, P.; Rogers, J. (1994). "Output, Inflation, and Stabilization in a Small Open Economy: Evidence from Mexico", *Journal of Development Economics*, Vol. 46, Seúl, pp. 271-293.

## ■ Apéndice I

### *Estadísticas descriptivas para las variables utilizadas*

Enseguida se presentan las estadísticas descriptivas para las variables utilizadas, tanto para México como para Brasil. Como es bien sabido, un conjunto de datos se puede caracterizar a través de medidas como la media, la mediana, la desviación estándar (D. E.), el sesgo y la kurtosis. Existen tres características indicativas de que una serie de tiempo sigue una distribución aproximadamente normal: 1) Que la media y la mediana sean aproximadamente iguales, 2) Que el sesgo sea igual o cercano a cero, y 3) Que la kurtosis sea igual o cercana a 3.

Asimismo, la llamada prueba Jarque-Bera (JB) sirve para determinar con mayor precisión si una serie estadística sigue una distribución aproximadamente normal. La hipótesis nula en este caso es "normalidad" y la estadística de prueba (es decir, la estadística JB) sigue una distribución  $\chi^2$  con 2 grados de libertad. Finalmente, el valor de probabilidad (prob.) nos dice cuál es el nivel de significancia más pequeño al que podemos rechazar la hipótesis nula. Por ejemplo, si el valor de probabilidad (prob.) para una cierta variable es igual a 0.04, entonces podríamos rechazar la hipótesis nula de normalidad a un nivel de significancia de 5% (o 0.05). De hecho, podríamos rechazar dicha hipótesis con un 96% de confianza.

De esta manera, a un nivel de significancia de 5%, sólo las siguientes variables parecerían seguir una distribución aproximadamente normal en el caso de México: el índice de capacidad instalada utilizada (CU) y el tipo de cambio real (Q). En el caso de Brasil, tendríamos al índice de capacidad instalada utilizada (CU), los salarios nominales (W) y la actividad económica (Y). En el margen, con un valor de probabilidad (prob.)



de 5%, tendríamos a variables como el nivel de actividad económica ( $Y$ ) y el déficit público ( $DP$ ) de México.

**Cuadro AI**  
Estadísticas descriptivas básicas para las variables de México

	$DP$	$\left(\frac{M}{P}\right)$	$Q$	$W$	$CU$	$P$	$Y$	$CAB$
Media	-280.3	7.57	4.32	0.75	4.38	4.46	4.82	-447.22
Mediana	-317.0	7.55	4.32	0.86	4.38	4.55	4.85	-529.60
D. E.	213.7	0.28	0.148	0.257	0.019	0.26	0.10	474.13
Sesgo	-0.31	0.02	0.47	-0.63	0.32	-0.85	-0.44	0.53
Kurtosis	2.13	1.75	3.07	2.07	3.10	2.60	2.45	3.87
JB	6.21	8.39	4.95	13.28	2.40	16.65	5.94	10.33
Prob.	0.05	0.02	0.08	0.00	0.30	0.00	0.05	0.00

Notas:

1. D.E.= Desviación Estándar.
2. JB= Estadística Jarque-Bera. Esta estadística sigue una distribución  $\chi^2$  con 2 grados de libertad.
3. Prob. =Valor de probabilidad asociado a la hipótesis nula de normalidad.

**Cuadro BI**  
Estadísticas descriptivas básicas para las variables de Brasil

	$DP$	$\left(\frac{M}{P}\right)$	$Q$	$W$	$CU$	$P$	$Y$	$CAB$
Media	349.36	10.05	4.59	4.85	4.37	7.42	13.91	361.61
Mediana	278.96	10.13	4.63	4.83	4.37	7.37	13.88	-18.79
D. E.	492.03	0.24	0.29	0.08	0.02	0.18	0.25	1101.14
Sesgo	3.13	-1.15	-0.06	0.10	-0.14	0.55	0.15	0.92
Kurtosis	20.52	3.23	1.58	1.91	3.07	2.08	1.96	2.62
JB	1487.08	23.16	8.65	5.26	0.39	8.83	5.04	15.35
Prob.	0.00	0.00	0.01	0.07	0.82	0.01	0.08	0.00

Notas:

- 1 D.E.= Desviación Estándar.
- 2 JB= Estadística Jarque-Bera. Esta estadística sigue una distribución  $\chi^2$  con 2 grados de libertad.
- 3 Prob. =Valor de probabilidad asociado a la hipótesis nula de normalidad.

■ *Apéndice II**Pruebas de normalidad multivariadas para los residuales de los modelos VAR de México y Brasil*

Cuadro AII  
Pruebas de normalidad multivariadas para México  
Ho: los residuales siguen una distribución normal multivariada

Variable	Sesgo	Estadística $\chi^2$	Grados de libertad	Prob.
$DP$	-0.695658	10.00143	1	0.0016
$\left(\frac{M}{P}\right)$	0.772966	12.34785	1	0.0004
$Q$	0.492475	5.012325	1	0.0252
$W$	0.033513	0.023212	1	0.8789
$CU$	0.024131	0.012034	1	0.9126
$P$	0.141145	0.411721	1	0.5211
$Y$	-0.072466	0.108526	1	0.7418
$CAB$	-0.268391	1.488699	1	0.2224
Prueba conjunta		29.40579	8	0.0003

Variable	Kurtosis	Estadística $\chi^2$	Grados de libertad	Prob.
$DP$	3.813192	3.416616	1	0.0645
$\left(\frac{M}{P}\right)$	4.13935	6.706944	1	0.0096
$Q$	2.548751	1.052064	1	0.305
$W$	1.382417	13.51896	1	0.0002
$CU$	1.359408	13.90629	1	0.0002
$P$	2.052924	4.634259	1	0.0313
$Y$	1.188001	16.96392	1	0
$CAB$	2.691177	0.492753	1	0.4827
Prueba conjunta		60.69182	8	0

Grados de libertad			
Variable	Jarque-Bera		Prob.
$DP$	13.41804	2	0.0012
$\left(\frac{M}{P}\right)$	19.05479	2	0.0001
$Q$	6.064389	2	0.0482
$W$	13.54217	2	0.0011
$CU$	13.91833	2	0.0009
$P$	5.045981	2	0.0802
$Y$	17.07245	2	0.0002

Variable	Jarque-Bera	Grados de libertad	Prob.
<i>CAB</i>	1.981452	2	0.3713
Prueba conjunta	90.09761	16	0

Nota:

Las pruebas de normalidad están basadas en el método de Lütkepohl, basado en la orgonalización de Cholesky.

**Cuadro BII**  
**Pruebas de normalidad multivariadas para Brasil**  
**Ho: los residuales siguen una distribución normal multivariada**

Variable	Sesgo	Estadística $\chi^2$	Grados de libertad	Prob.
<i>DP</i>	0.484564	3.795967	1	0.0514
$\left(\frac{M}{P}\right)$	0.0651	0.068515	1	0.7935
<i>Q</i>	-0.093469	0.141238	1	0.7071
<i>W</i>	0.097552	0.153849	1	0.6949
<i>CU</i>	0.015064	0.003668	1	0.9517
<i>P</i>	0.050679	0.041523	1	0.8385
<i>Y</i>	-0.027145	0.011912	1	0.9131
<i>CAB</i>	1.100666	19.58538	1	0
Prueba conjunta		23.80205	8	0.0025

Variable	Kurtosis	Estadística $\chi^2$	Grados de libertad	Prob.
<i>DP</i>				
$\left(\frac{M}{P}\right)$	2.327984	1.825239	1	0.1767
<i>Q</i>	0.856924	18.56246	1	0
<i>W</i>	0.712778	21.14352	1	0
<i>CU</i>	0.804005	19.49051	1	0
<i>P</i>	0.780669	19.90694	1	0
<i>Y</i>	0.732598	20.77866	1	0
<i>CAB</i>	0.852927	18.63177	1	0
	5.766952	30.9431	1	0
Prueba conjunta		151.2822	8	0

Variable	Jarque-Bera	Grados de libertad	Prob.
$DP$	5.621206	2	0.0602
$\left(\frac{M}{P}\right)$	18.63098	2	0.0001
$Q$	21.28475	2	0
$W$	19.64436	2	0.0001
$CU$	19.91061	2	0
$P$	20.82018	2	0
$Y$	18.64369	2	0.0001
$CAB$	50.52848	2	0
Prueba conjunta	175.0843	16	0

Nota:

Las pruebas de normalidad están basadas en el método de Lütkepohl, basado en la orgonalización de Cholesky.

### ■ *Apéndice III*

Resultados de las pruebas de cointegración basadas en la estadística de traza para México y Brasil

Cuadro AIII  
Pruebas de cointegración de Johansen basadas en la estadística de traza para la economía mexicana

Hipótesis nula	Hipótesis alternativa	Estadística de traza	Valor crítico (nivel de significancia=5%)	Valor de probabilidad
$r = 0$	$r = 1$	95.15299	95.75366	0.055
$r \leq 1$	$r = 2$	60.96641	69.81889	0.2069
$r \leq 2$	$r = 3$	37.0348	47.85613	0.3459
$r \leq 3$	$r = 4$	19.19952	29.79707	0.4787
$r \leq 4$	$r = 5$	8.550583	15.49471	0.4086
$r \leq 5$	$r = 6$	0.377981	3.841466	0.5387

Notas:

1. La letra  $r$  representa el número de vectores de cointegración.
2. El asterisco '\*' denota el rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5%.
3. La prueba basada en la estadística de traza indica que no existe relación de cointegración alguna.
4. El número de rezagos del modelo VAR es igual a seis. Se incluyó una constante en el espacio de cointegración y una tendencia lineal en el espacio de los datos.

**Cuadro BIII**  
**Pruebas de cointegración de Johansen basadas en la estadística**  
**de traza para la economía mexicana**

Hipótesis nula	Hipótesis alternativa	Estadística de traza	Valor crítico (nivel de significancia=5%)	Valor de probabilidad
$r = 0$	$r = 1$	95.15568	95.81889	0.0564
$r \leq 1$	$r = 2$	65.11189	69.81889	0.1121
$r \leq 2$	$r = 3$	38.16314	47.85613	0.2949
$r \leq 3$	$r = 4$	22.64672	29.79707	0.2639
$r \leq 4$	$r = 5$	11.01173	15.49471	0.2108
$r \leq 5$	$r = 6$	0.616151	3.841466	0.4325

Notas:

1. La letra  $r$  representa el número de vectores de cointegración.
2. El asterisco '\*' denota el rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5%.
3. La prueba basada en la estadística de traza indica que no existe relación de cointegración alguna.
4. El número de rezagos del modelo VAR es igual a seis. Se incluyó una constante en el espacio de cointegración y una tendencia lineal en el espacio de los datos.