



Análisis Económico

ISSN: 0185-3937

analeco@correo.azc.uam.mx

Universidad Autónoma Metropolitana Unidad  
Azcapotzalco  
México

Cuevas Ahumada, Víctor Manuel

Unión monetaria y ciclos económicos en América del Norte: un análisis de series de tiempo

Análisis Económico, vol. XV, núm. 32, segundo semestre, 2000, pp. 43-62

Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Azcapotzalco

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=41303202>

- 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

# Unión monetaria y ciclos económicos en América del Norte: un análisis de series de tiempo

*Víctor Manuel Cuevas Ahumada\**

## **Introducción**

El proceso de unificación monetaria en Europa ha generado un marco propicio para la discusión en torno a la viabilidad que tendría un esquema similar en el continente americano. En el caso específico de México, una de las alternativas que se contemplan es la unión monetaria con los Estados Unidos de Norteamérica y Canadá, misma que con el tiempo podría extenderse al resto del continente. Dicha unión monetaria consistiría, de manera general, en la creación de un banco central regional, la adopción de una moneda única, y la consecuente renuncia por parte de los países participantes al ejercicio de una política monetaria doméstica. Esto último obedece a que la misión básica de un banco central regional estriba, precisamente, en la formulación e instrumentación de una política monetaria común para todos los países que integren la zona monetaria.

Como la característica inherente a una unión monetaria, es la instrumentación de una política monetaria única para todos los países participantes, se desprende que la pertinencia y la viabilidad de tal unión entre México, Estados Unidos y Canadá dependen, en buena medida, de que existan las condiciones para que mediante una sola política monetaria se puedan atender las demandas fundamentales de las tres economías.

En este artículo se trata la problemática mencionada. Utilizando el análisis de series de tiempo y el análisis de la correlación cruzada de los residuales,

\* Profesor-Investigador del Departamento de Administración de la UAM-Azcapotzalco e Investigador nacional.

estudiamos empíricamente el proceso de transmisión de un choque real en una economía determinada a las otras dos economías que nos ocupan. Como se verá más adelante, el análisis de cómo se transmite tal choque real a través del tiempo, constituye un indicador relativamente confiable de qué tan correlacionados están los ciclos económicos de los países referidos. El nivel de correlación de los ciclos, a su vez, reviste importantes implicaciones para la discusión teórica en torno a la viabilidad, o no, de una unión monetaria en América del Norte. En otras palabras, si la evidencia indica que la correlación entre los ciclos económicos de México, Estados Unidos y Canadá es elevada, entonces una política monetaria común podría servir adecuadamente a los intereses de las tres naciones, puesto que sus economías ingresarían de manera más o menos simultánea a las fases de expansión y recesión económica dentro del ciclo. En este caso, habría elementos para afirmar que la unión monetaria de Norteamérica es una propuesta factible.

Por el contrario, si la correlación entre los ciclos económicos es reducida, entonces las necesidades de política monetaria podrían diferir considerablemente de un país a otro, con lo que las condiciones para tal unión quedarían en entredicho. Podría darse el caso de que un país estuviera atravesando por una severa recesión, en tanto que los otros dos se encontraran en un proceso de crecimiento acelerado. De esta manera, mientras que el país en recesión presionaría –vía sus representantes en la junta de gobierno del banco central regional– para que se instrumentara una política monetaria expansiva que contribuyera a reactivar su economía, los otros dos países estarían a favor de una política monetaria neutral o restrictiva para, de este modo, mantener la estabilidad de los precios. De ahí que tenga sustento la afirmación de que la viabilidad de una unión monetaria entre México, Estados Unidos y Canadá dependería, en lo fundamental, del grado de correlación que existiera entre los ciclos económicos de los tres países.

El artículo se divide en dos secciones, en la primera haremos un breve análisis de la literatura en torno a la temática descrita; en la segunda nos centramos en el análisis empírico propiamente dicho, es decir, procedemos a estimar qué tan correlacionados se encuentran los ciclos económicos de México, Estados Unidos y Canadá. Para lo anterior, recurrimos al análisis de series de tiempo y al cómputo de las correlaciones cruzadas de los residuales en diferentes horizontes de tiempo. Por último, hacemos la presentación de las conclusiones.

## 1. Breve análisis de la literatura reciente

En las discusiones sobre una eventual integración monetaria en el continente americano, algunos economistas mexicanos parten implícitamente de dos supuestos: el primero, en dicha unión monetaria participarían los Estados Unidos de Norteamérica; y el segundo, en lugar de crearse una nueva moneda, como ocurrió en Europa con la creación de la moneda conocida como el euro, el dólar norteamericano se adoptaría como la moneda única. De esta manera, la unión monetaria se maneja en los hechos como una opción, probablemente la más ventajosa en el largo plazo, para dolarizar nuestra economía.

Existe un buen número de artículos enfocados al estudio de la problemática de la dolarización de una economía. Cuevas y Torres (1999) fundamentan las ventajas que la unión monetaria tiene frente a esquemas alternativos. Para tal efecto, realizan un análisis comparativo de las tres modalidades básicas de dolarización de una economía representadas por el consejo monetario, como los instaurados en Hong Kong y Argentina; la dolarización pura, que no es sino la simple adopción del dólar como moneda propia, como ocurre en los casos de Panamá y, recientemente, Ecuador; y la unión monetaria con los Estados Unidos, Canadá y, posiblemente, con otros países del continente con los que existieran tratados de libre comercio. De acuerdo con los autores mencionados, dentro de las modalidades de dolarización referidas, la unión monetaria sería la más conveniente y viable para nuestro país en el largo plazo. Ello obedece a que sólo bajo una unión monetaria se contempla la creación de un banco central regional, cuya función sería la de operar como el banco central de todos los países afiliados. De allí que, a diferencia de lo que ocurriría con el consejo monetario o con la dolarización pura, con la unión monetaria no habría necesidad de renunciar a los beneficios de señoreaje ni al prestamista de última instancia.

Otra de las ventajas importantes que presenta la unión monetaria sobre las otras dos modalidades de dolarización, es que todos los países miembros tendrían el potencial de influir en la formulación de la política monetaria de la región, vía sus representantes en la junta de gobierno del banco central regional. De acuerdo con Cassela (1992), el planteamiento anterior tendría validez incluso en el caso de los países más pequeños de la zona monetaria común. Al investigar el problema de la distribución de cuotas de poder al interior de un banco central regional entre los países grandes y los pequeños, la autora demuestra que la influencia de los países pequeños tiende a ser más que proporcional al tamaño de su economía. El estudio de Casella es importante porque proporciona elementos para pensar que, aún cuando los países grandes tengan un mayor número de votos dentro de la junta de go-

bierno de un banco central regional, los países pequeños mantienen la influencia necesaria para matizar la política monetaria de la región en función de sus intereses particulares.

También existe consenso entre los economistas al respecto de que los drásticos cambios que una unión monetaria acarrea en el manejo de la política económica pueden, de manera efectiva, traducirse en una mayor estabilidad macroeconómica. Algunas contribuciones importantes en esta área se encuentran en las investigaciones de Ozkan (1997), Sibert y Sutherland (1997), Sibert (1999), De Grauwe (1992), y los hermanos Rivera-Bátiz (1994). En primer lugar, Ozkan (1997) apuntan que, desde sus preparativos, una unión monetaria compromete a los países involucrados a cumplir con una serie de criterios de convergencia macroeconómica.<sup>1</sup> Lo anterior obliga a los gobiernos respectivos a mantener una mayor disciplina en la conducción de la economía y, consecuentemente, los dota de una mayor credibilidad.

En esta misma línea, Sibert y Sutherland (1997) y Sibert (1999) arguyen que con una unión monetaria, es decir, la creación de un banco central regional, la adopción de una moneda única y la sustitución de las políticas monetarias domésticas por una política monetaria regional, elimina el problema de falta de autonomía y de credibilidad que arrastran algunos bancos centrales nacionales, se reduce el problema de inconsistencia temporal de la política monetaria y, en última instancia, se sientan las bases para alcanzar y mantener la estabilidad de los precios.

Por su parte, los hermanos Rivera-Bátiz (1994: 662-663) argumentan que, aún cuando una unión monetaria no permite que los países miembros manejen sus políticas monetarias de manera independiente, la posibilidad de un manejo autónomo de las políticas fiscales subsiste. Sin embargo, los márgenes para la indisciplina fiscal se reducen considerablemente, toda vez que un banco central regional es por definición más autónomo que uno doméstico y su prioridad fundamental, es mantener la inflación bajo control. La mayor autonomía del banco central regional, combinada con la búsqueda permanente de la estabilidad macroeconómica al interior de la zona monetaria común, se traduce en la imposición de límites claros e inamovibles para la monetización de los déficits fiscales de los países afiliados. De acuerdo con De Grauwe (1992) y con los propios hermanos Rivera-Bátiz, esta mayor disciplina monetaria conduce inevitablemente a un reforzamiento de la disciplina

---

<sup>1</sup> Es decir, de convergencia en materia de: tasas de inflación, tasas de interés a largo plazo, tipos de cambio y niveles de déficit financiero y deuda pública con relación al PIB.

fiscal, puesto que la magnitud del déficit queda acotada a la capacidad de endeudamiento del gobierno en cuestión y a su participación, misma que se encuentra predeterminada en los llamados beneficios de señoreaje.

Como puede verse, una unión monetaria acarrea importantes cambios en el ejercicio de la política económica de los países involucrados. Tomando en cuenta la naturaleza y el alcance de estos cambios, Frankel y Rose (1998) argumentan que los beneficios y perjuicios potenciales del ingreso de un país a una zona monetaria común dependen, fundamentalmente, de dos factores. El primer factor estriba en la fortaleza de los lazos comerciales que mantenga el país en cuestión con los otros países miembros. El segundo factor es la medida en que los ciclos económicos de los países que adopten la moneda única se encuentren correlacionados. Según estos autores, entre mayor sea el intercambio comercial entre los países y la correlación de sus ciclos económicos, mayores son los beneficios y menores los costos que se pueden esperar de una unión monetaria. Adicionalmente, Frankel y Rose demuestran, con base en información estadística de veintidós países industrializados a lo largo de un periodo de treinta y cuatro años (1959-1993), que entre más estrechos sean los vínculos comerciales entre los países, mayor es la correlación entre sus ciclos económicos.

El resultado anterior nos permite inferir que con el Tratado de Libre Comercio de Norteamérica no solamente se ha intensificado el comercio entre los países firmantes sino que, paralelamente, la correlación entre sus ciclos económicos ha crecido. Además de esto, durante la década de los noventa tiene lugar un importante proceso de integración financiera en todo el mundo y, por ende, entre México, Estados Unidos y Canadá. En este contexto, un choque real en uno de estos tres países se propagaría –dependiendo, por supuesto, del tamaño relativo de su economía– a los otros dos; no solamente a través de la cuenta corriente sino, también, a través de la cuenta de capitales de su balanza de pagos. Por las razones expuestas, esperamos encontrar una correlación relativamente elevada entre los ciclos económicos de México y Estados Unidos, por una parte, y de Estados Unidos y Canadá, por la otra. Si éste fuera el caso, podría inclusive hablarse de una suerte de ciclo económico “regional” originado por el acelerado proceso de integración económica de América del Norte. La existencia de dicho ciclo daría, a su vez, una cierta viabilidad a la propuesta de la unión monetaria y a la política monetaria común que ésta entraña.

Finalmente, cabe aclarar que nuestro interés fundamental radica simplemente en estimar la correlación que existe entre los ciclos económicos de México, Estados Unidos y Canadá, para determinar hasta qué punto es posible una unión monetaria entre estos países. Sin embargo, algunos autores, como Dellas (1986),

Canova y Dellas (1993) y Canova y Marrinan (1998), se preocupan de estudiar cuáles son los canales de propagación de la actividad económica entre los principales países industrializados. A grandes rasgos, podría decirse que los autores señalados coinciden en que las fluctuaciones económicas pueden transmitirse entre los países no sólo a través de los flujos comerciales sino, también, a través de los movimientos de capital. La explicación de lo anterior reside en que no sólo se ha avanzado en el ámbito de la liberalización comercial y de la conformación de bloques comerciales regionales sino, también, en la desregulación financiera y la integración de los mercados financieros en todo el mundo.

## **2. Análisis empírico**

Ahora estudiaremos empíricamente cómo se transmite la actividad económica entre México, Estados Unidos y Canadá. Como podrá observarse, en la rapidez y en la profundidad con que un choque real se propaga de una economía a otra, tenemos un buen indicador de qué tan correlacionados están los ciclos económicos de los tres países. Para llevar adelante nuestra investigación, nos apoyamos en el análisis de series de tiempo y en la estimación de las correlaciones cruzadas de los residuales en diferentes horizontes de tiempo. Por lo que respecta a la información estadística, decidimos basarnos en datos mensuales de la producción industrial de México, Estados Unidos y Canadá en el periodo de enero de 1990 a diciembre de 1999. Vale precisar que la información estadística referida se encuentra ajustada estacionalmente.

Es importante mencionar, por otro lado, que utilizamos la producción industrial como variable proxy del PIB, en virtud de que no existen datos mensuales sobre el PIB –que se mide con periodicidad trimestral- pero sí sobre la producción industrial, y se requiere de información estadística de alta frecuencia para poder observar de manera puntual cómo se transmite un choque real de una economía a otra. Además de ello, nuestro análisis se circunscribe a la década de los noventa, es decir, a un periodo de sólo diez años, por lo que el uso de la producción industrial nos permite contar con 120 observaciones para cada serie, en lugar de las 40 que se tendrían si los datos utilizados fueran trimestrales.<sup>2</sup> Tal aumento en el número de observaciones, a su vez, es de gran utilidad para identificar mejor los modelos

<sup>2</sup> Durante dicha década y, sobre todo, a partir de la entrada en vigor del TLC en 1994, tuvo lugar un importante proceso de integración comercial entre México, EUA y Canadá, lo que presumiblemente se tradujo en una mayor correlación entre los ciclos económicos de los tres países, Frankel y Rose (1998).

autorregresivos de medias móviles (ARMA) y estimar con mayor eficiencia sus parámetros.<sup>3</sup>

Esta investigación empírica se encuentra dividida en tres etapas: en la primera nos cercioramos de que la información estadística utilizada para cada economía presente estacionalidad; en la segunda etapa identificamos el modelo ARMA que mejor describe el comportamiento de cada una de las series; y, en la tercera estimamos la correlación cruzada –en diferentes horizontes de tiempo- de los residuales de los modelos ARMA referidos. Esto último, nos dará una idea de qué tan correlacionados están los ciclos económicos de los tres países.

### 2.1 Pruebas de raíces unitarias de Dickey y Fuller

Para efectos de este estudio, denotaremos el logaritmo de la producción industrial de México, Estados Unidos y Canadá, como  $Y_t^{\text{MEX}}$ ,  $Y_t^{\text{EUA}}$  y  $Y_t^{\text{CAN}}$ , respectivamente. Puesto que la producción industrial es una variable que tiende a crecer a través del tiempo, su comportamiento podría representarse adecuadamente por la siguiente ecuación:

$$Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde:  $E(\varepsilon_t) = 0$ ,  $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0$  para  $t \neq s$ , y  $E(\varepsilon_t^2) = s^2$ . Enseguida procederemos a aplicar las pruebas de raíces unitarias de Dickey y Fuller con el objeto de determinar si  $Y_t$  se comporta como un proceso de caminata aleatoria con deriva ( $b = 0$ ,  $r = 1$ ), o bien, si se trata de un proceso de autorregresivo de primer orden con tendencia positiva ( $b > 0$ ,  $|r| < 1$ ).<sup>4</sup> Para llevar a cabo las pruebas de raíces unitarias de Dickey y Fuller estimamos, mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), la regresión no restringida para cada serie:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)Y_{t-1} + \lambda \Delta Y_{t-1}$$

y, posteriormente, la regresión restringida:

<sup>3</sup> Una desventaja potencial del uso de la producción industrial, en lugar del PIB, es que excluye lo producido por el sector agropecuario y el sector servicios. Sin embargo, la producción industrial es considerada como un indicador confiable de la actividad económica en los tres países, puesto que incluye los bienes y servicios producidos en cuatro importantes sectores: minería, manufacturas, construcción y la generación de electricidad, agua y gas.

<sup>4</sup> Si este último fuera el caso, bastaría simplemente con eliminar la tendencia referida para lograr la estacionalidad de la serie.

$$\Delta Y_t = \alpha + \lambda \Delta Y_{t-1}$$

Los resultados de cada regresión (con los errores estándar entre paréntesis) aparecen en el Cuadro 1. Vale decir que las siglas RSS se utilizan para denotar la suma de cuadrados residual de cada regresión.

**Cuadro 1**  
**Pruebas de raíces unitarias de Dickey y Fuller**

<i>Economía</i>	<i>Regresión</i>	$\alpha$	$\beta$	$(\rho - 1)$	$\lambda$	<i>RSS</i>
Mexicana	No restringida	0.2031 (0.1585)	0.0015 (0.0001)	-0.0439 (0.0347)	-0.3369 (0.0887)	0.03368
Mexicana	Restringida	0.0045 (0.0016)			-0.358 (0.0867)	0.03427
Norteamericana	No restringida	0.2913 (0.0856)	0.0002 (0.00006)	-0.0642 (0.0189)	0.1231 (0.0882)	0.00219
Norteamericana	Restringida	0.0023 (0.0005)			0.1894 (0.0911)	0.00252
Canadiense	No restringida	0.3955 (0.1222)	0.0002 (0.00008)	-0.0874 (0.027)	-0.1359 (0.0886)	0.00701
Canadiense	Restringida	0.0024 (0.0008)			-0.114 (0.0922)	0.00795

En estas pruebas, la hipótesis nula es que la serie  $Y_t$  se comporta como una caminata aleatoria ( $H_0: \beta = 0, \rho = 1$ ) y, por ende, no presenta estacionalidad. Para poner a prueba las restricciones señaladas, calculamos la estadística  $F$  para cada serie y la comparamos con los valores críticos desarrollados por Dickey y Fuller (1981: 1063). Los cocientes  $F$  obtenidos para México, Estados Unidos y Canadá son iguales a 0.8618, 8.093 y 7.457, respectivamente. Si nos basamos en el valor crítico correspondiente a una muestra de 100 observaciones y un nivel de significancia de 5%, mismo que es igual a 6.49, la conclusión es que no se rechaza la hipótesis nula para el caso de México, pero se rechaza para los casos de Estados Unidos y Canadá. Si, por otra parte, decidimos utilizar el nivel de significancia de 1%, entonces la hipótesis nula no se rechaza en ninguno de los tres casos, pues el valor crítico resultante es de 8.73. Frente a esta ambigüedad en las conclusiones, parece conveniente seguir la recomendación de Maddala (1996: 662) en el sentido de rechazar la hipótesis nula solamente cuando existe “evidencia rotunda” para ello. Es en este marco

que, de acuerdo con el autor mencionado, debemos utilizar los niveles de significancia de 5% o de 1%. En el caso que nos ocupa, consideramos que lo adecuado es utilizar el nivel de significancia pequeño, es decir, el de 1%, pues ello nos llevaría a obtener las primeras diferencias de las tres series ( $Y_t^{\text{MEX}}$ ,  $Y_t^{\text{EUA}}$ , y  $Y_t^{\text{CAN}}$ ), con el objeto de volverlas estacionales.<sup>5</sup> La primera diferencia de la ecuación (1) está dada por  $y_t = \beta + \rho y_{t-1} + v_t$ , donde  $v_t = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$ . De esta manera, las primeras diferencias de la producción industrial de México, Estados Unidos y Canadá estarían denotadas por  $y_t^{\text{MEX}}$ ,  $y_t^{\text{EUA}}$ , e  $y_t^{\text{CAN}}$ , respectivamente.

Con el objeto de corroborar la estacionalidad de las nuevas series, llevamos nuevamente a cabo las pruebas de raíces unitarias de Dickey y Fuller. Al trabajar con primeras diferencias, la hipótesis nula de “no estacionalidad” ( $\beta = 0$ ,  $\rho = 1$ ) es rechazada con un noventa y nueve por ciento de confianza en los tres casos.<sup>6</sup> Además de lo anterior, las funciones de autocorrelación estimadas decrecen rápidamente en los tres casos, lo cual es consistente con la idea de que, ahora sí, estamos trabajando con series estacionales.

## 2.2 Identificación de los modelos ARMA

Ahora podemos asumir que los procesos estocásticos que generaron las series  $y_t^{\text{MEX}}$ ,  $y_t^{\text{EUA}}$  e  $y_t^{\text{CAN}}$  no varían con respecto al tiempo, por lo que están sentadas las bases para identificar los modelos ARMA que mejor captan las características de dichos procesos y describen el comportamiento de las nuevas series. En esta tesitura, partiendo del análisis de las funciones de autorrelación y de autocorrelación parcial estimadas, dimos inicio al proceso iterativo de identificación sugerido por Box y Jenkins (1976),<sup>7</sup> mismo que desembocó en la selección de los siguientes modelos: ARMA (1, 2) para la serie  $y_t^{\text{MEX}}$ , ARMA (3, 2) para la serie  $y_t^{\text{EUA}}$  y, ARMA ((1,3), 1) para la serie  $y_t^{\text{CAN}}$ . Como puede observarse, en el caso de la serie  $y_t^{\text{CAN}}$ , fue necesario estimar un modelo ARMA cuyo componente autorregresivo presenta rezagos que no son consecutivos.

El supuesto fundamental para la especificación de un modelo ARMA, es que el término de error del proceso estocástico que generó la serie de tiempo estu-

<sup>5</sup> De hecho, en el caso de variables como el PIB, o bien, como la producción industrial, Doan (1992: 4-7) sugiere extraer las primeras diferencias e incluir el término de intercepción, pues se trata de variables que tienden a crecer a una tasa relativamente constante en el largo plazo.

<sup>6</sup> En este caso, las estadísticas  $F$  obtenidas para México, EUA y Canadá son 34.68, 17.60 y 31.84 respectivamente. Al consultar la tabla desarrollada por Dickey y Fuller para este caso específico, el valor crítico correspondiente a 100 observaciones y un nivel de significancia de 1% es igual a 6.70.

<sup>7</sup> Box y Jenkins (1976).

diada es un proceso de ruido blanco, es decir, es un proceso de choques aleatorios que no se encuentran correlacionados, que tienen un valor esperado igual a cero y una varianza constante, y que se sitúan de acuerdo con una distribución normal. De esta manera, si un modelo ARMA se encuentra adecuadamente especificado, entonces debe ser un buen reflejo del proceso estocástico que generó la serie en cuestión y, por ende, los residuales que se obtengan, a partir de dicho modelo, deben de comportarse como un proceso de ruido blanco. Para determinar si este es el caso, nos valemos de dos métodos informales y dos formales. Por lo que se refiere a los informales, para cada modelo ARMA, procedimos a analizar las funciones de autocorrelación estimadas de los residuales, mismas que son consistentes con la hipótesis de ruido blanco en los tres casos, pues además de no revelar patrón alguno nos muestran valores que invariablemente están muy cerca de cero. En segundo lugar, al examinar las gráficas de los residuales, vemos que la varianza de éstos es aproximadamente constante en todos los casos.<sup>8</sup>

Por lo que se refiere a los métodos formales utilizados para demostrar la correcta especificación de nuestros modelos ARMA, recurrimos a las pruebas Q de Ljung y Box (1978)<sup>9</sup> y a las pruebas del multiplicador Lagrange de Godfrey, cuyos resultados presentamos en los cuadros 2 y 3, respectivamente.

## Cuadro 2 Pruebas Q de Ljung y Box

1. Modelo correspondiente a la serie  $y_t^{\text{MEX}}$ :

$$y_t^{\text{MEX}} = 0.003 + 0.578 y_{t-1}^{\text{MEX}} + e_t^{\text{MEX}} - 0.951e_{t-1}^{\text{MEX}} + 0.42e_{t-2}^{\text{MEX}}$$

Pruebas de autocorrelación de los residuales para la serie  $y_t^{\text{MEX}}$

Ho: no autocorrelación de los residuales ( $e_t^{\text{MEX}}$ )

<i>Estadística Q de Ljung y Box</i>	<i>Nivel de Significancia</i>	<i>Estadística <math>\chi^2(.05, \text{GL})</math></i>
Q (6) = 0.5920	0.74803	5.991
Q (12) = 7.9108	0.44223	15.507
Q (18) = 14.5011	0.41308	23.685
Q (24) = 20.6781	0.41629	31.410
Q (30) = 22.9267	0.63709	38.885

<sup>8</sup> Resultados disponibles bajo pedido.

<sup>9</sup> Ljung y Box (1978: 297-303).

2. Modelo correspondiente a la serie  $y_t^{EUA}$ :

$$y_t^{EUA} = 0.003 - 0.293 y_{t-1}^{EUA} + 0.124 y_{t-2}^{EUA} + 0.221 y_{t-3}^{EUA} + e_t^{EUA} + 0.468 e_{t-1}^{EUA} + 0.089 e_{t-2}^{EUA}$$

Pruebas de autocorrelación de los residuales para la serie  $y_t^{EUA}$

Ho: no autocorrelación de los residuales ( $e_t^{EUA}$ )

<i>Estadística Q de Ljung y Box</i>	<i>Nivel de Significancia</i>	<i>Estadística <math>\chi^2(.05, GL)</math></i>
Q (8) = 5.2016	0.07421	5.991
Q (16) = 8.7054	0.56027	18.307
Q (24) = 12.7768	0.80466	28.869
Q (32) = 17.5402	0.89185	38.885
Q (40) = 19.6635	0.97642	48.602

3. Modelo correspondiente a la serie  $y_t^{CAN}$ :

$$y_t^{CAN} = 0.002 - 0.474 y_{t-1}^{CAN} + 0.254 y_{t-3}^{CAN} + e_t^{CAN} + 0.39 e_{t-1}^{CAN}$$

Pruebas de autocorrelación de los residuales para la serie  $y_t^{EUA}$

Ho: no autocorrelación de los residuales ( $e_t^{CAN}$ )

<i>Estadística Q de Ljung y Box</i>	<i>Nivel de Significancia</i>	<i>Estadística <math>\chi^2(.05, GL)</math></i>
Q (6) = 1.6448	0.43937	5.991
Q (12) = 3.5494	0.89532	15.507
Q (18) = 6.3137	0.95795	23.685
Q (24) = 10.3032	0.96233	31.410
Q (30) = 14.0307	0.97259	38.885

En el Cuadro 2 observamos los modelos ARMA estimados para cada serie, así como los resultados de las pruebas Q de Ljung y Box para la hipótesis nula de “no autocorrelación de los residuales”. Como puede observarse, las pruebas Q de Ljung y Box no solamente se ocupan de la autocorrelación de primer orden de los residuales sino, también, de las autocorrelaciones de órdenes superiores. Bajo la

hipótesis nula, la estadística Q sigue aproximadamente una distribución  $\chi^2(\alpha, k - m)$ , donde  $k$  es el orden de la autocorrelación sometido a prueba y  $m$  el número de parámetros estimados del modelo ARMA correspondiente.<sup>10</sup> Al examinar el Cuadro 2 vemos que, a un nivel de significancia de 5%, la hipótesis nula de “no autocorrelación” de los residuales no se puede rechazar en ningún caso. Es importante hacer notar, asimismo, que los niveles de significancia asociados a la estadística Q son en general elevados, por lo que cabe afirmar que los modelos seleccionados eliminan el problema de autocorrelación de los residuales. La conclusión es, entonces, que los tres modelos ARMA han sido adecuadamente especificados y brindan una buena descripción de los datos.

No obstante que la evidencia anterior tiene un cierto peso específico, no debemos olvidar que la estadística Q de Ljung y Box es de baja potencia en modelos con componentes autorregresivos, es decir, con variables dependientes rezagadas (Davies y Newbold, 1979). Por ello, para corroborar lo idóneo del orden de autorregresión de nuestros modelos ARMA, recurrimos a la prueba del multiplicador Lagrange de Godfrey. En el Cuadro 3 determinamos si debemos o no incluir un término autorregresivo adicional en cada uno de nuestros modelos ARMA.

### Cuadro 3 Prueba del multiplicador Lagrange de Godfrey

---

1. Serie  $y_t^{\text{MEX}}$ :

Ho: ARMA (1, 2)

Ha: ARMA (2, 2)

$$\text{LM} = 1.5 < \chi^2(.05, 1) = 3.841$$

Por lo tanto, no se rechaza Ho.

2. Serie  $y_t^{\text{EUA}}$ :

Ho: ARMA (3, 2)

Ha: ARMA (4, 2)

<sup>10</sup> En el caso de México y Canadá, computamos la estadística Q para los rezagos 1 al 6, 1 al 12, 1 al 18, 1 al 24 y 1 al 30. Para el caso de Estados Unidos, se hizo para los rezagos 1 al 8, 1 al 16, 1 al 24, 1 al 32 y 1 al 40. Esta discrepancia obedece a que el modelo ARMA especificado para la serie  $y_t^{\text{EUA}}$  incluye un mayor número de parámetros (seis en total) y era necesario evitar que, al restar  $m$  (el número de parámetros del modelo) de  $K$  (el orden de

En este caso, la estimación del modelo ARMA (4, 2) mediante el método Box-Jenkins no converge. Al no poderse estimar el modelo alternativo, la conclusión es que no se rechaza  $H_0$ .

3. Serie  $y_t^{CAN}$ :  
 $H_0: ((1,3), 1)$   
 $H_a: ((1,3,4), 1)$

$$LM = 0.495 < \chi^2(.05, 1) = 3.841$$

Por lo tanto, no se rechaza  $H_0$ .

Los resultados de las pruebas anteriores incrementan nuestro grado de confianza en que los modelos ARMA (1,2), ARMA (3,2) y ARMA ((1,3), 1) describen adecuadamente el comportamiento de las series  $y_t^{MEX}$ ,  $y_t^{EUA}$  y  $y_t^{CAN}$ , respectivamente. En conclusión, tanto los métodos informales como los formales utilizados nos confirman la “bondad del ajuste” de nuestros modelos ARMA a las series de tiempo referidas.

### 2.3 Análisis de correlación cruzada de los residuales

Con el objeto de determinar hasta qué punto los ciclos económicos de México, Estados Unidos y Canadá se encuentran correlacionados, procederemos a estimar la correlación “cruzada” de los residuales, es decir, de  $e_t^{MEX}$ ,  $e_t^{EUA}$  y  $e_t^{CAN}$ . Consideramos que nuestras estimaciones no tienen por qué derivar en resultados espurios en tanto la especificación de los modelos ARMA sea la apropiada, es decir, en tanto los residuales obtenidos a partir de dichos modelos estén libres del problema de autocorrelación. Como se ha visto, tanto las observaciones hechas sobre la evidencia empírica, como las pruebas formales realizadas nos indican que los residuales  $e_t^{MEX}$ ,  $e_t^{EUA}$  y  $e_t^{CAN}$  no sólo están exentos del problema de autocorrelación o correlación serial sino que se comportan como procesos de ruido blanco.

De esta manera, los residuales obtenidos podrían ser considerados como choques reales, es decir, como variaciones no anticipadas en los niveles de actividad económica. De allí que la estimación de la correlación cruzada de dichos cho-

autocorrelación respectivo), agotáramos los grados de libertad correspondientes al primero de los valores críticos de la prueba.

ques en diferentes horizontes de tiempo, nos permita apreciar la rapidez y la profundidad con que las expansiones o contracciones económicas no anticipadas se transmiten de un país a otro.

En el Cuadro 4 aparecen los coeficientes estimados de correlación cruzada de los residuales en horizontes de tiempo que van desde uno hasta doce meses, las estadísticas Q de Ljung y Box, y los niveles de significancia para la hipótesis nula de ausencia de correlación cruzada.

**Cuadro 4**  
**Correlaciones cruzadas de los residuales**

1) Correlaciones cruzadas entre  $e_t^{\text{MEX}}$  y  $e_{t-k}^{\text{EUA}}$   
Ho:  $e_t^{\text{MEX}}$  y  $e_{t-k}^{\text{EUA}}$  no están correlacionados

<i>Rezago(k)</i>	<i>Coficiente de correlación cruzada</i>	<i>Estadística Q de Ljung y Box</i>	<i>Nivel de significancia</i>
1	0.289	10.54	0.005
2	-0.051	10.55	0.014
3	0.012	11.55	0.021
4	-0.089	12.27	0.031
5	0.075	12.28	0.056
6	-0.011	12.34	0.090
7	-0.020	13.15	0.107
8	-0.079	13.25	0.152
9	-0.027	14.02	0.172
10	-0.077	14.10	0.228
11	0.023	14.41	0.275
12	0.048	17.88	0.162

2) Correlaciones cruzadas entre  $e_t^{\text{CAN}}$  y  $e_{t-k}^{\text{EUA}}$   
Ho:  $e_t^{\text{CAN}}$  y  $e_{t-k}^{\text{EUA}}$  no están correlacionados

<i>Rezago(k)</i>	<i>Coficiente de correlación cruzada</i>	<i>Estadística Q de Ljung y Box</i>	<i>Nivel de significancia</i>
1	0.510	31.93	0.0000012
2	0.028	33.03	0.0000032
3	-0.094	33.23	0.00000107
4	0.039	34.63	0.00000178
5	0.105	34.73	0.00000486
6	0.028	40.21	0.00000115

continuación

<i>Rezago(k)</i>	<i>Coefficiente de correlación cruzada</i>	<i>Estadística Q de Ljung y Box</i>	<i>Nivel de significancia</i>
7	-0.207	40.47	0.00000262
8	0.045	40.47	0.00000624
9	-0.004	40.56	0.00001349
10	0.026	40.80	0.00002607
11	-0.043	40.80	0.00005287
12	0.003	40.84	0.00010097

3) Correlaciones cruzadas entre  $e_t^{\text{MEX}}$  y  $e_{t-k}^{\text{CAN}}$   
 Ho:  $e_t^{\text{MEX}}$  y  $e_{t-k}^{\text{EUA}}$  no están correlacionados

<i>Rezago(k)</i>	<i>Coefficiente de correlación cruzada</i>	<i>Estadística Q de Ljung y Box</i>	<i>Nivel de significancia</i>
1	0.104	2.41	0.299
2	0.093	3.77	0.287
3	-0.104	5.08	0.279
4	-0.102	5.31	0.378
5	-0.043	5.85	0.440
6	-0.065	6.32	0.503
7	0.060	6.60	0.579
8	-0.047	7.69	0.565
9	0.091	10.68	0.383
10	0.150	10.51	0.572
11	0.023	10.75	0.550
12	-0.007	11.83	0.541

En el primer panel del cuadro anterior, observamos las correlaciones cruzadas estimadas entre  $e_t^{\text{MEX}}$  y  $e_{t-k}^{\text{EUA}}$ , donde  $k$  va desde uno hasta doce meses. A un nivel de significancia del 5%, los coeficientes estimados de correlación cruzada son estadísticamente significativos hasta el cuarto mes. Ello significa que un choque real ocurrido en los Estados Unidos, es decir, un incremento o decremento “no anticipado” del producto global estadounidense,<sup>11</sup> generaría efectos sobre la economía mexicana que no comenzarían a disiparse sino hasta después del cuarto mes.<sup>12</sup>

No obstante que en los primeros cuatro meses los coeficientes estimados de correlación cruzada reportan signos, tanto positivos como negativos, no cabe

<sup>11</sup> Recuérdese que, para cada país, estamos utilizando la producción industrial como variable proxy del producto global.

<sup>12</sup> A un nivel de significancia de 10% podría decirse que un choque real en EUA tendría efectos en la economía mexicana durante los seis meses siguientes.

duda de que una expansión económica en Estados Unidos surtiría un efecto neto positivo sobre la economía mexicana. Nótese que el coeficiente estimado de correlación entre  $e_t^{\text{MEX}}$  y  $e_{t-1}^{\text{EUA}}$  es igual a 0.289, es decir, es relativamente elevado, en tanto que su nivel de significancia es infinitesimal.<sup>13</sup> Esto nos da el sustento necesario para aseverar bajo la condición *ceteris paribus*, que por cada incremento no anticipado de 1% en la producción estadounidense, la producción en México crecería en casi 29 puntos base (es decir, en casi 29 centésimas de punto porcentual) durante el primer mes. En los tres meses siguientes lo que observamos son efectos mixtos sobre la economía mexicana, toda vez que los coeficientes estimados de correlación cruzada correspondientes al segundo y al cuarto mes presentan signos negativos. Sin embargo, al hacer la sumatoria de dichos coeficientes desde el primero hasta el cuarto mes,<sup>14</sup> lo que se obtiene es un valor neto positivo de 0.161. Podríamos entonces concluir que por cada incremento no anticipado de 1% en el nivel de actividad económica estadounidense, el producto global en México crecería en aproximadamente 16 puntos base. Por otra parte, se puede presumir que los efectos de transmisión se harían presentes en la economía mexicana con un retraso aproximado de un mes y no se disiparían sino hasta después de transcurrido éste.<sup>15</sup> Lo anterior, desde nuestro punto de vista, es indicativo de que existe un grado de correlación importante entre los ciclos económicos de México y de Estados Unidos.

En el segundo panel del Cuadro 4, se presentan las correlaciones cruzadas estimadas entre  $e_t^{\text{CAN}}$  y  $e_{t-k}^{\text{EUA}}$ . En este caso, observamos que desde el mes número uno hasta el doce, los coeficientes estimados de correlación cruzada son estadísticamente significativos. Dicho de otro modo, la hipótesis nula de que el coeficiente estimado en cuestión es igual a cero es rechazada con un nivel de confianza que en ningún caso es menor a 99.989%. Por otro lado, es importante resaltar que el coeficiente estimado de correlación cruzada entre  $e_t^{\text{CAN}}$  y  $e_{t-1}^{\text{EUA}}$  es igual a 0.51. Ello significa que un incremento no anticipado de 1% en el PIB estadounidense se traduciría, en un incremento de 51 puntos base en el PIB canadiense durante el primer mes. En los meses subsiguientes, observamos que los coeficientes estimados exhiben signos tanto positivos como negativos; sin embargo, si extraemos la sumatoria de dichos coeficientes, desde el primero hasta el doceavo mes, obtene-

<sup>13</sup> El nivel de significancia en este caso es igual a 0.5% y ello significa que podemos rechazar la hipótesis nula de que este coeficiente es igual a cero con un 99.5% de confianza.

<sup>14</sup> A partir del quinto mes, dichos coeficientes ya no son estadísticamente significativos a un nivel de significancia del 5%.

<sup>15</sup> Entre el segundo y el cuarto mes observamos una corrección a la baja del efecto positivo que, de manera magnificada, se deja sentir sobre la economía mexicana durante el primer mes.

mos un valor neto que además de ser positivo es muy elevado: 0.4360. Este hallazgo nos permitiría afirmar, que por cada incremento no anticipado de 1% en el PIB de Estados Unidos la economía canadiense crecería en casi 44 puntos base durante los siguientes doce meses.<sup>16</sup>

A juzgar por la evidencia empírica obtenida, la correlación entre los ciclos económicos de Estados Unidos y Canadá es bastante mayor a la de Estados Unidos y México. Esto presumiblemente se debe a que los primeros tienen un mayor grado de integración económica, así como una menor disparidad tanto en niveles de desarrollo como en grados de integración de sus plataformas productivas.

Finalmente, en el tercer panel del mismo cuadro, observamos que los coeficientes de correlación cruzada entre  $e_t^{\text{MEX}}$  y  $e_{t-k}^{\text{CAN}}$  no son estadísticamente significativos, es decir, en ninguno de los casos es posible rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación cruzada. Lo anterior nos lleva a concluir que la correlación entre los ciclos económicos de México y Canadá es prácticamente nula.

## Conclusiones

La evidencia empírica obtenida indica que existe una correlación importante entre los ciclos económicos de Estados Unidos y Canadá, y de Estados Unidos y México. Asimismo, observamos que la correlación entre los ciclos económicos de México y Canadá es nula, pues en este caso ninguno de los coeficientes estimados de correlación cruzada es estadísticamente significativo. Lo anterior no es de sorprender si tomamos en cuenta que el proceso de integración comercial entre estas dos naciones se encuentra todavía en una etapa incipiente.

Otro resultado relevante, es que los ciclos económicos de Estados Unidos y Canadá están mucho más correlacionados que los de Estados Unidos y México. En otras palabras, es evidente que un choque real en los Estados Unidos tiene efectos considerablemente más fuertes y prolongados sobre la economía canadiense que sobre la mexicana. Este hecho sorprende hasta cierto punto, dado que México realiza aproximadamente un 85% de su intercambio de bienes y servicios con los Estados Unidos.<sup>17</sup> Debido a esta elevada concentración de nuestro comercio exte-

<sup>16</sup> Aquí observamos nuevamente un efecto positivo sobredimensionado en el primer mes, en este caso sobre la economía canadiense, así como el posterior proceso de corrección a la baja, que ahora tiene lugar entre el segundo y el doceavo mes.

<sup>17</sup> Sería interesante investigar si esta paradoja se debe a que una proporción importante de las exportaciones mexicanas que se colocan en el mercado norteamericano es generada por la industria maquiladora de la frontera norte, misma que se encuentra escasamente integrada con el resto de la planta industrial de nuestro país.

rior con los Estados Unidos, nuestro juicio *a priori* hubiera sido que la economía de Estados Unidos tendría una mayor capacidad de arrastre sobre la economía mexicana y no, como en realidad ocurre, sobre la canadiense.

En otro orden de ideas, la correlación entre la actividad económica de Estados Unidos y la de Canadá es suficientemente fuerte como para dar sustento a las tres afirmaciones siguientes: la primera, los ciclos de estos dos países deben ser casi simétricos, tanto en lo que se refiere a la duración de las fases de expansión y recesión como en lo pronunciado de las fluctuaciones económicas; la segunda, ambos países ingresan de manera más o menos sincronizada a las fases de expansión y recesión económica dentro del ciclo; y la tercera, por virtud de lo anterior, una misma política monetaria podría servir adecuadamente a los intereses de las dos naciones. De allí que una unión monetaria entre Estados Unidos y Canadá pareciera ser un proyecto viable.

El caso de México resulta un tanto controvertido, pues aun cuando la correlación que tiene nuestro ciclo económico con el estadounidense es estadísticamente significativa, carece de la fortaleza suficiente para asegurar que nuestras necesidades de política monetaria reincidirán con las de nuestro vecino del norte. Sin embargo, hay que hacer dos importantes matices: el primero, nuestro proceso de integración comercial y financiera con los Estados Unidos continúa avanzando; y el segundo, una unión monetaria tendería a estimular el comercio internacional entre los países de la zona monetaria común, toda vez que se eliminarían los costos de transacción derivados del uso de diferentes monedas en el intercambio comercial, y desaparecería el riesgo cambiario asociado al comercio intrazona (Véase Frankel y Rose, 1998).<sup>18</sup> Con base en lo anterior podemos suponer, por una parte, que la correlación entre los ciclos económicos de México y Estados Unidos seguirá fortaleciéndose paulatinamente y, por la otra, que una unión monetaria con los Estados Unidos y Canadá serviría como catalizador de dicho proceso.<sup>19</sup> En este contexto, consideramos que están dadas las condiciones básicas para comenzar a promover una unión monetaria entre México, Estados Unidos y Canadá.

---

<sup>18</sup> La eliminación del riesgo cambiario estimularía sobre todo la participación de las pequeñas y medianas empresas en el comercio internacional, pues es bien sabido que éstas no tienen fácil acceso a instrumentos de cobertura de riesgos cambiarios como los contratos anticipados.

<sup>19</sup> Por estas razones, no es descabellado pensar que en un futuro no muy distante los ciclos económicos nacionales de México, EUA y Canadá serán sustituidos por un ciclo económico regional que dará viabilidad a la unión monetaria, independientemente de que dicha unión sea todavía proyecto o constituya un proceso que ya se encuentre en marcha, toda vez que con un banco central regional y una política monetaria común se podrán atender las necesidades de los tres países.

Aún cuando la unión monetaria es un proyecto difícil de impulsar, pues habría que cumplir con una serie de criterios de convergencia macroeconómica<sup>20</sup> y requeriría de la aprobación de los congresos de los tres países, representa una alternativa de dolarización superior frente al consejo monetario o el esquema de dolarización pura. La unión monetaria es una alternativa superior, en razón de que implica la creación de banco central regional, con lo que no solamente se mantendrían los beneficios de señoreaje y el prestamista de última instancia, sino que existiría la posibilidad de influir en la formulación de la política monetaria de la región.

Finalmente, una unión monetaria sería garantía de estabilidad macroeconómica, puesto que la inflación doméstica automáticamente se igualaría a la de nuestros vecinos del norte, en tanto que la volatilidad cambiaría disminuiría en forma considerable. La menor volatilidad cambiaria y el descenso de la inflación redundarían, a su vez, en tasas de interés mucho más bajas y estables. En este marco de certidumbre y estabilidad, aumentaría la eficiencia del mercado como mecanismo de asignación de recursos, disminuiría el riesgo de invertir en proyectos a largo plazo, y ello previsiblemente se traduciría en mayor crecimiento y generación de empleos.

### Referencias bibliográficas

- Box, G. E. P. y Jenkins, G. M. (1976). *Time series analysis, forecasting and control*, San Francisco: Holden Day.
- Cassela, Alessandra (1992). "Participation in a currency union", en *The American Economic Review*, Vol. 82: 847-863.
- Canova, Fabio y Dellas, Harris (1993). "Trade interdependence and the international business cycle", en *Journal of International Economics*, 34: 23-47.
- Canova, Fabio y Marrinan, Jane (1998). "Sources and propagation of international output cycles: common shocks or transmission?", en *Journal of International Economics*, 46: 133-166.
- Cuevas Ahumada, Víctor M. y Torres Maldonado, Eduardo J. (1999). "¿Es la unión monetaria de América del Norte una alternativa viable para México?", en *Gestión y Estrategia*, 16: 144-152.

<sup>20</sup> En materia de inflación, tipo de cambio, tasa de interés a largo plazo, déficit financiero y deuda pública como porcentaje del PIB.

- De Grauwe, P. (1992). "Fiscal discipline in monetary unions", en F. Rivera-Batiz, ed., *The european economic integration of 1992*. International Economic Journal, (Special Issue).
- Dellas, H. (1986). "A real model of the world business cycle", en *Journal of International Money and Finance*, 5: 381-394.
- Dickey, D. A. y Fuller, W.A. (1981). "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root," en *Econometrica*, vol. 49: 1057-1072.
- Doan, Thomas (1992). RATS User's Manual, Version 4, Estima.
- Frankel, J. y Rose, A. (1998). "The endogeneity of the optimum currency area criteria", en *The Economic Journal*, 108: 1009-1025.
- Ljung, G. M. y Box, G. E. P. (1978). "On a measure of lack of fit in time series models", en *Biometrika*, Vol. 65: 297-303.
- Maddala, G. S. (1996). *Introducción a la econometría*, México: Prentice-Hall.
- Ozkan, F. G., Sibert, A. y Sutherland, A. (1997). "Monetary union, entry conditions and economic reform", CEPR, Working Paper, Núm. 1720.
- Rivera-Bátiz F. y Rivera-Batiz L. (1994). *International finance and open economy macroeconomics*, Estados Unidos: Prentice Hall.
- Sibert, A. y Sutherland, A. (1997). "Monetary regimes and labour market reform", CEPR, Working Paper, Núm 1731.
- Sibert, Anne (1999). "Monetary integration and economic reform", en *The Economic Journal*, 109: 78-92.