

UN ANÁLISIS EMPÍRICO DE LA TRANSMISIÓN INTERNACIONAL DE LA POLÍTICA MONETARIA: EL CASO DE ESTADOS UNIDOS Y MÉXICO

Víctor Manuel Cuevas Ahumada

Profesor investigador del Departamento de Administración de la UAM-A

El propósito de esta investigación consiste en analizar, desde el punto de vista empírico, la transmisión de la política monetaria y la inflación de la economía norteamericana a la economía mexicana. Específicamente, se pretende evaluar el impacto de los *shocks* monetarios de Estados Unidos sobre los agregados monetarios de México. La hipótesis central de este trabajo es que, cuando la política cambiaria mexicana no es totalmente flexible, una expansión (contracción) monetaria en Estados Unidos se traduce meses más tarde en una expansión (contracción) monetaria en México. Si la evidencia empírica es consistente con esta hipótesis, entonces la idea de que existe un canal monetario de transmisión internacional de la inflación resultaría plausible.

Layton (1983) puso a prueba la hipótesis arriba señalada para el caso de las economías de Estados Unidos y Australia. La conclusión de Layton fue que existe una relación directa entre la cantidad de dinero en circulación en los Estados Unidos (M1) y la cantidad de dinero en circulación en Australia (M1). Adicionalmente, el mencionado autor concluye que un *shock* monetario en Estados Unidos tarda aproximadamente dieciocho meses para impactar, en una forma estadísticamente significativa, los agregados monetarios de la economía australiana.

Burdekin (1992) publicó otro importante artículo en torno a la temática de la transmisión internacional de la política monetaria y la inflación. Este autor se concentró, igualmente, en los casos de las economías de Estados Unidos y Australia. Su planteamiento básico es que cuando una economía abierta y relativamente pequeña adopta una política de tipo de cambio fijo, se vuelve más vulnerable a *shocks* monetarios provenientes del resto mundo. Para formalizar esta idea, Burdekin recurre a las tres ecuaciones siguientes:

$$(1) p = p' + e$$
$$(2) m^d = L(y, i, u) + p$$

donde: p = tasa de inflación doméstica
 p' = tasa de inflación externa
 m^d = demanda de dinero
 e = tasa de depreciación (o apreciación) del tipo de cambio
 y = tasa de crecimiento real de la economía
 i = cambio porcentual en la tasa nominal de interés
 u = término de error

La ecuación (1) es la versión relativa de la teoría del poder compra. A grandes rasgos, esta teoría postula que en el largo plazo la tasa de depreciación (o apre-



ciación) de la moneda será igual al diferencial entre la inflación doméstica y la inflación externa. Esto es, en largo plazo: $e = p - p'$. La ecuación (2) es simplemente una función de demanda de dinero cuyas derivadas parciales son: $L_y > 0$ y $L_i < 0$

Puesto que en equilibrio la oferta es igual a la demanda de dinero ($m^s = m^d$), la ecuación (2) implica a la ecuación (3):

$$(3) m^s = L(y, i, u) + p$$

Finalmente, cuando se adopta una política de tipo de cambio fijo, tenemos que $e = 0$ en tanto esa política efectivamente se mantenga. Asimismo, cuando $e=0$ la ecuación (1) implica que $p = p'$. De esta igualdad, a su vez, se deriva la ecuación (4).

$$(4) m^s = L(y, i, u) + p'$$

Según Burdekin, esta última ecuación sugiere que cuando se congela el tipo de cambio, la inflación externa puede generar una expansión interna del circulante monetario y, por ende, una mayor inflación doméstica.

Un argumento más plausible –aunque más difícil de expresar formalmente– que el presentado por Burdekin para explicar la transmisión internacional de la política monetaria y la inflación sería el siguiente: cuando el Banco de México interviene sistemáticamente en el mercado cambiario, esto es, cuando se instrumenta una política de tipo de cambio fijo, desli-

zante o de flotación regulada, una expansión (contracción) monetaria en los Estados Unidos tiende a generar una expansión (contracción) monetaria en México. La razón de lo anterior sería que, al aumentar la oferta de dinero en Estados Unidos, las tasas de interés en ese país bajan. Esto, en ausencia de otros cambios importantes, aumentaría el flujo neto de dólares de Estados Unidos a México debido al mayor atractivo de los activos financieros denominados en pesos. Al haber una mayor oferta de dólares en nuestro país, el peso tendería a apreciarse (o a depreciarse más lentamente). Esto, a su vez, obligaría al Banco de México a comprar dólares, es decir, a poner más pesos en circulación para evitar desviaciones en la trayectoria deseada del tipo de cambio. Asimismo, cuando la oferta de dinero se reduce en Estados Unidos y sus tasas de interés aumentan, el flujo neto de dólares hacia México se reduce. Al caer la oferta de dólares en México, el peso tendería a depreciarse (o bien, su tasa de depreciación tendería a acelerarse) y el banco central se vería en la necesidad de vender dólares, es decir, de retirar pesos de la circulación para revertir esa tendencia. En síntesis, cuando el sistema de tipo de cambio no es completamente flexible, esto es, cuando el banco central interviene de manera más o menos sistemática para influir la paridad cambiaria, una expansión (contrac-

ción) monetaria en Estados Unidos tiende a generar una expansión (contracción) monetaria en México.

Análisis empírico

Para estudiar la transmisión internacional de la política monetaria y la inflación de Estados Unidos a México nos valdremos de análisis de series de tiempo, análisis de correlación, y pruebas de causalidad en sentido Granger. Asimismo, utilizaremos información estadística mensual de los agregados monetarios M1 de México y de Estados Unidos en el periodo que va de enero de 1981 a diciembre de 1993 (156 observaciones).¹ Con estos datos, procedemos a identificar y estimar modelos ARMA para las dos series mencionadas.

En el periodo de tiempo en cuestión, las autoridades monetarias de México adoptaron distintos sistemas cambiarios: sistema de tipo de cambio deslizante, sistema de flotación regulada e, incluso, sistema de tipo de cambio fijo. El común denominador de estos sistemas es que ninguno de ellos está totalmente exento de la intervención del banco central para influir en la evolución de la paridad peso-dolar. Por ello es que tiene sentido estudiar, desde un punto de vista empírico, el fenómeno de la transmisión de la política monetaria de los Estados Unidos hacia México.

Las ecuaciones (5) y (6) representan sendos modelos ARMA para los agregados monetarios M1 de las economías de México y Estados Unidos.

$$(5) m_t = \alpha(L)m_{t-1} + \beta(L)u_t$$

$$(6) m_t^{EU} = \alpha(L)m_{t-1}^{EU} + \beta(L)v_t$$

donde: $m_t = \Delta \log M1_t = \log M1_t - \log M1_{t-1}$,

$m_t^{EU} = \Delta \log M1_t^{EU} = \log M1_t^{EU} - \log M1_{t-1}^{EU}$, y

L es el operador de rezago.

El propósito de aplicar logaritmos y sacar las primeras diferencias es lograr la estacionariedad de ambas

series. Así, luego de llevar a cabo las pruebas de raíces unitarias de Dickey y Fuller en los casos de m_t y m_t^{EU} , la conclusión es que ambas series son estacionarias. Dicho de otro modo, la hipótesis nula de una raíz unitaria es rechazada con un nivel de significancia de 5% tanto para m_t como para m_t^{EU} . Los resultados de estas pruebas se presentan en la tabla 1.

Enseguida tratamos de aportar evidencia en el sentido de que las variaciones en m_t^{EU} inducen variaciones en m_t . Lo anterior, se llevó a cabo en tres pasos:

1. En una primera instancia, recurrimos al método de Hannan y Rissanen² para identificar los modelos ARMA que mejor describen el comportamiento de las series m_t y m_t^{EU} . Luego de probar 27 diferentes modelos ARMA para la serie m_t y 32 diferentes modelos ARMA para la serie m_t^{EU} , hicimos la siguiente selección: ARMA((1, 3, 6, 9, 12, 13), 1) para la serie m_t y ARMA(2, 2) para la serie m_t^{EU} . Esta selección de modelos ARMA nos permite eliminar el problema de autocorrelación de los términos de error dentro de cada serie. En ambos casos, como podemos observar en la tabla 2, la hipótesis nula de "no autocorrelación de los residuales" no se puede rechazar a un nivel de significancia del 5%. Esto es un indicador claro de la "bondad del ajuste" de los modelos ARMA seleccionados a las series de tiempo estudiadas. Los resultados de la tabla 2 sugieren que los modelos ARMA seleccionados efectivamente son un reflejo adecuado de los procesos aleatorios m_t y m_t^{EU} .
2. El segundo paso, consiste en aplicar la prueba del multiplicador Lagrange de Godfrey. Esta prueba tiene por objeto incrementar nuestro grado de confianza en el sentido de que los modelos ARMA seleccionados son los apropiados. Aquí lo que se hace es poner a prueba la hipótesis nula de que el modelo ARMA seleccionado para m_t , o para

TABLA 1
Pruebas de raíces unitarias de Dickey y Fuller

| Datos sobre la economía de México | Datos sobre la economía de Estados Unidos |
|---|--|
| $m_t = \alpha m_{t-1} + \varepsilon_t$ | $m_t^{EU} = \alpha m_{t-1}^{EU} + e_t$ |
| Ho: $\rho = 1$ (La serie m_t no es estacionaria) | Ho: $\rho = 1$ (la serie m_t^{EU} no es estacionaria) |
| Ha: $\rho < 1$ (La serie m_t es estacionaria) | Ha: $\rho < 1$ (la serie m_t^{EU} es estacionaria) |
| $ n(\rho-1) = 156(0.33487 - 1) = 103.76 > 7.9$ (valor crítico en tablas) | $ n(\rho-1) = 156(0.73658 - 1) = 41.79 > 7.9$ (valor crítico en tablas) |
| Por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula. | Por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula. |

TABLA 2

| 1. Modelo ARMA correspondiente a la serie m_t | | | | | 2. Modelo ARMA correspondiente a la serie m_t^{EU} | | | | |
|---|-------|-------------------------|---------|-----------------|---|-------|-------------------------|---------|-----------------|
| $m_t = 0.596 m_{t-1} - 0.0018 m_{t-3} + 0.097 m_{t-6} - 0.008 m_{t-9} + 0.676 m_{t-12} - 0.45 m_{t-13} + \varepsilon_t + 0.322 \varepsilon_{t-1}$ | | | | | $USm_t = 0.389 USm_{t-1} + 0.59 USm_{t-2} + e_t + 0.005 e_{t-1} + 0.63 e_{t-2}$ | | | | |
| Ho: no autocorrelación de los residuales (ε_t) | | | | | Ho: no autocorrelación de los residuales (e_t) | | | | |
| Prueba de autocorrelación de los residuales de la serie m_t | | | | | Prueba de autocorrelación de los residuales de la serie m_t^{EU} | | | | |
| Retraso No. | X^2 | Grados de libertad (GL) | Valor P | X^2 (.95, GL) | Retraso No. | X^2 | Grados de libertad (GL) | Valor P | X^2 (.95, GL) |
| 6 | 3.11 | 1 | 0.078 | 3.84 | 6 | 0.33 | 2 | 0.849 | 5.99 |
| 12 | 6.04 | 7 | 0.302 | 21.03 | 12 | 11.37 | 8 | 0.181 | 15.51 |
| 18 | 9.74 | 13 | 0.554 | 28.87 | 18 | 18.38 | 14 | 0.190 | 23.68 |
| 24 | 15.94 | 19 | 0.528 | 36.42 | 24 | 22.62 | 20 | 0.308 | 31.41 |
| 30 | 21.44 | 25 | 0.554 | 43.77 | 30 | 28.43 | 26 | 0.338 | 39.36 |
| Por lo tanto, no se rechaza Ho. | | | | | Por lo tanto, no se rechaza Ho. | | | | |

m_t^{EU} , es el adecuado contra la hipótesis alternativa de un modelo ARMA que incluye un término de promedio móvil adicional. Veámos la tabla 3. Los resultados de esta prueba son bien recibidos en virtud de que los modelos ARMA(1, 3, 6, 9, 12, 13), 1) para la serie m_t y ARMA(2,2) para la serie m_t^{EU} no pudieron ser rechazados a un nivel de significancia del 5%. Vale añadir, que en el caso particular de la serie m_t^{EU} se sometió nuevamente a prueba nuestra hipótesis nula (Ho: ARMA(2,2)) contra la hipótesis alternativa de un modelo ARMA con un término autoregresivo adicional, es decir, contra Ha: ARMA(3,2). Esta evaluación de alguna manera es equivalente a la recién realizada y el resultado fue el mismo: no se rechaza Ho.

3. El tercer paso en nuestro análisis consiste en computar la correlación cruzada de los términos de error de las dos series (ε_t y e_t) en el tiempo t ,

$t-1$, $t-2$, y así sucesivamente hasta $t-27$. Puesto que los residuales de ambas series están exentos del problema de autocorrelación, la estimación de las correlaciones cruzadas no tiene porque derivar en resultados espurios.

En la tabla 4, los números en paréntesis son los valores p (o niveles de significancia observados) correspondientes a la hipótesis nula de que el coeficiente de correlación cruzada correspondiente es cero. Los valores p indican claramente que, después de transcurridos 18 meses (a partir del rezago número 18), el coeficiente de correlación cruzada es estadísticamente significativo (puesto que el valor p correspondiente se vuelve menor a 5%). En otras palabras, a partir del mes número 18 se comienza a rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente de correlación cruzada es igual a cero. Es importante, asimismo, señalar que todos los coeficientes de correlación cruzada presentan signos positivos.

TABLA 3
Prueba del multiplicador Lagrange de Godfrey

| Serie m_t | Serie m_t^{EU} |
|--|--|
| Ho: ARMA((1, 3, 6, 9, 12, 13), 1) | Ho: ARMA(2, 2) |
| Ha: ARMA(3, 6, 9, 12, 13), 2) | Ha: ARMA(2, 3) |
| $G^* = 156 (0.0119) = 1.85 < X^2 (1) = 3.84$ | $G^* = 156 (0.0018) = 0.2808 < X^2 (1) = 3.84$ |
| Por lo tanto, no se rechaza Ho. | Por lo tanto, no se rechaza Ho. |

Tabla 4
Correlaciones cruzadas (corr-c) entre ε_t y e_t

| Rezago | 1 | 3 | 6 | 9 | 12 | 15 | 18 |
|--------|------------------|------------------|------------------|--------------------|------------------|------------------|------------------|
| corr-c | 0.144 (0.086) | 0.041 (0.096) | 0.139 (0.104) | (0.145) (0.094) | 0.145 (0.098) | 0.066 (0.161) | 0.194 (0.030) |
| Rezago | 21 | 24 | 27 | | | | |
| Corr-c | 0.139 (0.033) | 0.223 (0.014) | 0.024 (0.015) | | | | |

La interpretación económica que se debe de dar a esta evidencia empírica es que, cuando el sistema de tipo de cambio adoptado no es totalmente flexible, una expansión monetaria en Estados Unidos genera una expansión monetaria en México con un rezago de aproximadamente 18 meses. Asimismo, una contracción monetaria en Estados Unidos tardaría alrededor de 18 meses para producir una contracción monetaria en México. Layton (1983) arriva exactamente a la misma conclusión en el caso de las economías norteamericana y australiana, esto es, que los *shocks* monetarios en Estados Unidos tardan alrededor de 18 meses para impactar los agregados monetarios australianos. Valdría la pena analizar si esta conclusión es extensible al caso de cualquier economía pequeña y abierta que interactúe fuertemente con Estados Unidos y cuya política de tipo de cambio no sea totalmente flexible.

En suma, la evidencia empírica presentada es consistente con la hipótesis de que expansiones (contracciones) monetarias en Estados Unidos inducen expansiones (contracciones) monetarias en México. Ahora, lo que falta por hacer es analizar la conexión entre la cantidad de dinero en circulación y los precios en el caso de México. Para tal efecto, haremos pruebas de causalidad de Granger utilizando información estadística mensual sobre el M1 y el Índice Nacional de Precios al Consumidor,³ que se denotará con P. La idea básica detrás de esta prueba es que si, como la teoría lo indica, las variaciones en el agregado monetario M1 preceden a las variaciones en la tasa de inflación, entonces dos condiciones deben de cumplirse:

1. La hipótesis nula de que la serie M1t "no causa" a la serie Pt se rechaza. Esto es, al correr la regresión de Pt sobre los P rezagados y los M1 rezagados, los coeficientes de los M1 rezagados son estadísticamente significativos (o estadísticamente diferentes de cero).
2. La hipótesis nula de que la serie Pt "no causa" a

la serie M1t no se rechaza. Al correr la regresión de M1t sobre los M1 rezagados y los P rezagados, los coeficientes de los P rezagados no son estadísticamente significativos (o no son estadísticamente diferentes de cero).

Si las condiciones referidas se cumplen, entonces la evidencia sería consistente con la idea de que las variaciones en el M1 causan a las variaciones en P⁴. Puesto que las pruebas de causalidad de Granger suelen ser sensibles al número de rezagos (en este caso, los rezagos de las variables M1 y P), vamos a realizar nuestras pruebas con un número variable de rezagos. De este modo podremos determinar si los resultados son consistentes entre sí.

Los resultados de estas pruebas sugieren que las variaciones en el agregado monetario M1t preceden a las variaciones en Pt, pero las variaciones en Pt no preceden a las variaciones en M1t. Estos resultados son

Tabla 5
Pruebas de causalidad de Granger

Ho: M1t NO CAUSA Pt.

Ha: M1t CAUSA Pt.

Seis rezagos: $F^* = 27.37 > F.05(3, 102) = 2.68$

Ocho rezagos: $F^* = 22.70 > F.05(4, 96) = 2.45$

Diez rezagos: $F^* = 20.35 > F.05(5, 90) = 2.29$

Por lo tanto, se rechaza Ho

Ho: Pt NO CAUSA M1t.

Ha: Pt CAUSA M1t.

Seis rezagos: $F^* = 2.31 < 2.76$

Ocho rezagos: $F^* = 2.33 < 2.45$

Diez rezagos: $F^* = 1.52 < 2.29$

Por lo tanto, no se rechaza Ho.



consistentes con la idea de que $M1_t$ es un indicador anticipado de P_t , por un lado, y con la idea de que cambios en $M1_t$ contribuyen a causar cambios en P_t , por el otro.

Conclusión

El cuerpo de la evidencia empírica obtenida es consistente con la teoría de que la inflación se puede llegar a transmitir "internacionalmente" a través de canales monetarios. Por una parte, nuestro análisis de series de tiempo y de correlación cruzada sugiere que expansiones (contracciones) monetarias en Estados Unidos generan expansiones (contracciones) monetarias en México con un rezago de alrededor de 18 meses. Por otra parte, las pruebas de causalidad de Granger son

consistentes con la teoría de que cambios en $M1_t$ ocasionan cambios en P_t . De este modo, la evidencia presentada sugiere que cuando el sistema de tipo de cambio en México no es totalmente flexible, una expansión (contracción) monetaria en Estados Unidos tiende a causar una expansión (contracción) monetaria en México y ésta, a su vez, se refleja en un aumento (decremento) en la tasa de inflación doméstica.

Notas

- 1 Fuente: CITIBASE Database e Indicadores Económicos del Banco de México.
- 2 Este es un método alternativo al de Box y Jenkins para lograr una especificación adecuada de los modelos ARMA.
- 3 Indicadores Económicos del Banco de México.
- 4 Es importante hacer notar que la relación de causalidad no se demuestra en sentido estricto. Lo que se demuestra es una relación de causalidad "en sentido Granger". Es decir, lo único que se demuestra es que las variaciones en el $M1$ preceden a las variaciones en P . Puesto que el futuro no puede causar al pasado, queda claro que las variaciones en P no causan a las variaciones en el $M1$. Al mismo tiempo, no se rechaza la hipótesis de que las variaciones en el $M1$ causen a las variaciones en P .

Publicaciones periódicas

- Connolly, M., A. Rodriguez, y W. Tyler, (1994), "The Use of the Exchange Rate for Stabilization: a Real Interest Arbitrage Model Applied to Argentina". *Journal of International Money and Finance*, 13(2).
- Duguay, P. (1992), "Empirical Evidence on the Strength of the Monetary Transmission Mechanism in Canada: An Aggregate Approach". *Journal of Monetary Economics*, vol. 33, núm.1, febrero 1994.
- Icard, A. (1992), "The Transmission of Monetary Policy in an Environment of Deregulation and Exchange Rate Stability: the French Experience", *Journal of Monetary Economics*, vol. 33, núm. 1, febrero, 1994.
- Kahn, G. (1994), *Achieving Price Stability: A 1993 Report Card*, Federal Reserve Bank of Kansas City, First Quarter 1994, vol. 79, núm. 1.
- Layton, A. P. (1983), "Is U.S. Monetary Growth a Leading Indicator of Australian Monetary Growth?", *Economic Record* 59.
- Parkin, P. (1977), "A 'Monetarist' Analysis of the Generation and Transmission of World Inflation: 1958-1971", *American Economic Association*, vol. 67, núm. 1.