



Universidad Nacional de La Plata



**Séptimas Jornadas de Economía  
Monetaria e Internacional  
La Plata, 9 y 10 de mayo de 2002**

**Un Análisis Econométrico del Efecto de la Política Monetaria en  
Argentina**

Utrera, Gastón Ezequiel (Universidad Empresarial Siglo 21,  
Universidad Nacional de Córdoba y Bolsa de Comercio de Córdoba)

# UN ANÁLISIS ECONOMÉTRICO DEL EFECTO DE LA POLÍTICA MONETARIA EN ARGENTINA

**Gastón Ezequiel Utrera<sup>#</sup>**

Departamento de Economía – Universidad Empresarial Siglo 21  
Instituto de Economía y Finanzas – Universidad Nacional de Córdoba  
Instituto de Investigaciones Económicas – Bolsa de Comercio de Córdoba

En este trabajo se estima la demanda de dinero de Argentina utilizando vectores auto-regresivos con corrección de errores con el objeto de analizar la respuesta de la oferta monetaria y de los determinantes de aquella (nivel de actividad, precios y tasas de interés) ante una política monetaria expansiva bajo un esquema de tipo de cambio fijo. Los resultados obtenidos son consistentes con recientes reformulaciones del modelo de Mundell-Flemming (para economías abiertas, con libre movilidad de capitales y tipo de cambio fijo) que hacen endógena la tasa de interés doméstica al incluir en el análisis una prima de riesgo país que depende del nivel de reservas del banco central y del déficit fiscal y que predicen que una política monetaria expansiva genera un incremento en las tasas de interés domésticas (por mayor riesgo país), una caída en el producto y una caída en la cantidad endógena de dinero.

Clasificación JEL: F41 C32

## **1. Introducción.**

Argentina adoptó, entre abril de 1991 y diciembre de 2001, un sistema monetario y cambiario similar a una caja de conversión. De esta manera, por la Ley de

---

<sup>#</sup> e-mail: [geutrera@bolsacba.com.ar](mailto:geutrera@bolsacba.com.ar) - [geutrera@eco.unc.edu.ar](mailto:geutrera@eco.unc.edu.ar)

Convertibilidad, nuestro banco central estaba obligado a vender dólares a una cotización de 1 peso por dólar, pudiendo comprar divisas al precio de mercado, lo que en la práctica implicó el mantenimiento de un tipo de cambio fijo. La diferencia fundamental con una caja de conversión es que en ésta última sólo puede emitirse (retirarse de circulación) moneda doméstica como contrapartida de una compra (venta) de la moneda de reserva, exigiéndose un respaldo de al menos un 100% de la base monetaria en activos denominados en la moneda de reserva (Williamson, 1995), mientras que el sistema argentino permitía la emisión de pesos como contrapartida de la compra de títulos públicos argentinos, aunque denominados en dólares y contabilizados a su cotización de mercado siempre que no se superara cierto límite (30% de las reservas y, transitoriamente hasta el recambio de directorio del BCRA en setiembre/octubre de 1995, 20%).

Adicionalmente, el BCRA podía realizar operaciones de pases activos (préstamos a los bancos con garantía de títulos públicos) y de redescuentos (préstamos a los bancos con garantía de cartera crediticia), con lo cual su activo se integraba, al igual que en el caso de los bancos centrales tradicionales, tanto por activos externos (activos en la moneda de reserva) como por activos domésticos (títulos públicos y préstamos a los bancos), aunque las exigencias de mantener al menos un 70% de las reservas en activos externos y de mantener un tipo de cambio fijo acercaban su funcionamiento al de una caja de conversión pura.

Es justamente esta posibilidad de emitir pesos no respaldados con reservas internacionales, junto con la posibilidad de modificar regulaciones del sistema financiero como los requisitos mínimos de liquidez de los bancos, lo que ha dado lugar a frecuentes argumentaciones a favor de la implementación de políticas monetarias expansivas con el objeto de impulsar el nivel de actividad a través de una mayor liquidez en el mercado y, por lo tanto, menores tasas de interés. Durante los últimos años, la principal de las medidas de política económica propuestas ha sido la reducción de los requisitos mínimos de liquidez, lo que incrementaría el multiplicador monetario de la economía y, por lo tanto, incrementaría agregados monetarios superiores a M0. Durante los últimos meses de 2001, el énfasis ha sido puesto en la emisión de bonos nacionales y provinciales con circulación monetaria o, directamente, en la emisión de una moneda inconvertible que circule simultáneamente con el peso.

Estas propuestas suponen que la economía argentina funcionaba de una manera diferente a la que surge del modelo de Mundell-Flemming (Mundell, 1963; Flemming, 1962), el modelo utilizado tradicionalmente para analizar el impacto de políticas monetarias y fiscales cuando existe una elevada movilidad de capitales. En este modelo, con libre movilidad de capitales y tipo de cambio fijo, una expansión monetaria sólo genera una caída de reservas que reduce la cantidad de dinero de la economía hasta su nivel original, equilibrando así el mercado monetario sin que se modifiquen las tasas de interés domésticas, el nivel de actividad o el nivel de precios.

Recientemente, Rodríguez y Ortiz (2001), partiendo del modelo de Mundell-Flemming para una economía con libre movilidad de capitales y tipo de cambio fijo, hacen endógena la tasa de interés doméstica al incluir una prima de riesgo país (que se suma a la tasa de interés internacional para determinar aquella) que depende negativamente de las reservas internacionales del banco central y positivamente del déficit fiscal. Las conclusiones son que una política monetaria expansiva genera una pérdida de reservas, mayores tasas de interés domésticas y menor nivel de actividad, el resultado opuesto al esperado por quienes sugerían que políticas monetarias expansivas podrían haber contribuido a sacar de la recesión a la economía argentina.

En este contexto, dado que no existe evidencia empírica que permita analizar cuál de estas visiones alternativas es la más adecuada, el objeto de este trabajo es realizar una estimación econométrica de la demanda de dinero argentina para el periodo en que funcionó el sistema de Convertibilidad y de la reacción de la cantidad de dinero y de los determinantes de la demanda de dinero ante desequilibrios en el mercado monetario producidos por políticas monetarias activas.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera: en la sección 2 se presenta el modelo de Rodríguez y Ortiz (2001) y se agrega la posibilidad de que el banco central emita moneda doméstica sin respaldo en divisas para incluir la posibilidad que tenía el banco central argentino de apartarse de lo que sería el funcionamiento de una caja de conversión pura; en la sección 3 se detallan las técnicas econométricas a utilizar, en la sección 4 se presentan los resultados obtenidos y, finalmente, la sección 5 contiene las conclusiones y los comentarios finales.

## 2. El modelo de Mundell-Flemming con riesgo país endógeno.

El modelo de Mundell-Flemming con riesgo país endógeno para economías con tipo de cambio fijo y perfecta movilidad de capitales, desarrollado por Rodríguez y Ortiz (2001), es el siguiente:

La demanda agregada depende negativamente de la tasa de interés doméstica y positivamente del déficit fiscal:

$$(2.1) \quad Y = Y(i, D) \quad , \quad Y_i < 0 \quad , \quad Y_D > 0$$

en donde  $Y$  es la demanda agregada,  $i$  es la tasa de interés doméstica (nominal y real, ya que se supone que la inflación esperada es cero) y  $D$  es el déficit fiscal.

La perfecta movilidad de capitales y la existencia de un tipo de cambio fijo implican que la tasa de interés doméstica es igual a la tasa de interés internacional  $i^*$  más la prima de riesgo país  $k$ :

$$(2.2) \quad i = i^* + k$$

A su vez, la prima de riesgo país  $k$  depende negativamente del nivel de reservas del banco central y positivamente del nivel de déficit fiscal:

$$(2.3) \quad k = k(R, D) \quad , \quad k_R < 0 \quad , \quad k_D > 0$$

En un régimen de caja de conversión, la base monetaria es igual al nivel de reservas internacionales del banco central y, a su vez, es una fracción  $e$  del total de oferta monetaria (por la existencia de un sistema de encaje fraccionario):

$$(2.4) \quad R = eM$$

La oferta monetaria se iguala a la demanda de dinero a través del cambio en el nivel de reservas internacionales del banco central, con lo cual éste último queda determinado en función de los argumentos de la demanda de dinero y de los encajes:

$$(2.5) \quad R = eL(i, Y) \quad , \quad L_i < 0 \quad , \quad L_Y > 0$$

Bajo estos supuestos, dados los valores de las tres variables exógenas  $D$ ,  $i^*$  y  $e$ , los valores de equilibrio de las tres variables endógenas  $R$ ,  $Y$  e  $i$  se determinan exactamente por las siguientes tres ecuaciones:

$$(2.6) \quad Y = Y(i, D)$$

$$(2.7) \quad i = i^* + k(R, D)$$

$$(2.8) \quad R = eL(i, Y)$$

En términos del tradicional esquema IS-LM para economías abiertas, la ecuación (2.6) determina la curva IS, la ecuación (2.7) determina la curva FF y la ecuación (2.8) determina la curva LM.

Dado que el trabajo de Rodríguez y Ortiz supone que la base monetaria es igual al nivel de reservas internacionales del banco central (como ocurriría con una caja de conversión pura que, como se comentó en la introducción, no es el caso argentino), para analizar de manera análoga el efecto de una emisión de moneda sin respaldo en reservas es necesario modificar la ecuación (2.4) de la siguiente manera:

$$(2.4') \quad R = eM - CD$$

en donde  $CD$  es el crédito doméstico del banco central, con lo cual también se modifican las ecuaciones (2.5) y (2.8):

$$(2.5') \quad R = eL(i, Y) - CD$$

$$(2.8') \quad R = eL(i, Y) - CD$$

Con este nuevo sistema de ecuaciones es posible obtener los mismos resultados que obtienen Rodríguez y Ortiz (2001):

$$(2.9) \quad \frac{\partial Y}{\partial e} = \frac{k_R Y_i L}{1 - k_R e (L_i + L_Y Y_i)} > 0$$

$$\frac{\partial i}{\partial e} = \frac{k_R L}{1 - k_R e (L_i + L_Y Y_i)} < 0$$

$$\frac{\partial R}{\partial e} = \frac{L}{1 - k_R e (L_i + L_Y Y_i)} > 0$$

y, de la misma manera, analizar el resultado de una expansión monetaria sin respaldo en divisas:

$$(2.10) \quad \frac{\partial Y}{\partial CD} = \frac{-Y_i k_R}{1 - k_R e (L_i + Y_i L_Y)} < 0$$

$$\frac{\partial i}{\partial CD} = \frac{-k_R}{1 - k_R e (L_i + Y_i L_Y)} > 0$$

$$\frac{\partial R}{\partial CD} = \frac{-1}{1 - k_R e (L_i + Y_i L_Y)} < 0$$

De acuerdo a estos resultados, una política monetaria expansiva implementada por medio de una reducción de los encajes bancarios impactará negativamente sobre el nivel de reservas y sobre el nivel de actividad y positivamente sobre la tasa de interés doméstica, ocurriendo cualitativamente lo mismo en caso de que la política monetaria expansiva se implemente mediante una emisión de moneda doméstica como contrapartida de compras de títulos públicos domésticos o de préstamos al sistema financiero.

### 3. Metodología utilizada.

La técnica econométrica de vectores auto-regresivos con corrección de errores es útil para estimar una función de demanda de dinero ya que esta metodología permite estimar relaciones de largo plazo entre un grupo de variables (en este caso, la cantidad de dinero y los determinantes de su demanda), permite estimar también el proceso por el cual las distintas variables del sistema reaccionan a los desequilibrios producidos de acuerdo con aquella relación de largo plazo y, finalmente, permite también estimar la dinámica del sistema en el corto plazo (ver, por ejemplo, Enders, 1995; Hamilton, 1994).

De esta forma, definiendo el vector  $y_t = (m_t, pib_t, p_t, i_t)'$  de dimensión 4x1 que contiene las cuatro series de tiempo a utilizar para estimar la demanda de dinero, en donde  $m_t$ ,  $pib_t$  y  $p_t$  son los logaritmos naturales de la oferta monetaria, el producto interno bruto y el índice de precios, e  $i_t$  es la tasa de interés doméstica, si las cuatro variables son integradas de orden 1 (variables I(1)), la existencia de al menos un vector de cointegración entre estas variables permite representar el modelo de demanda de dinero de la siguiente forma:

$$(3.1) \quad \Delta y_t = \mathbf{m} + \mathbf{a}\mathbf{b}' y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \mathbf{p}_i \Delta y_{t-i} + \mathbf{e}_t$$

en donde  $\mathbf{m}$  es un vector de constantes de dimensión 4x1,  $\mathbf{a}$  y  $\mathbf{b}$  son matrices de dimensión 4xr, siendo r el número de vectores de cointegración, y  $\mathbf{p}_i$  son k matrices de dimensión 4x4 con coeficientes.

La ecuación (3.1) implica que las variaciones en las variables del sistema en el periodo t dependen de las desviaciones observadas en el periodo t-1 en relación con el equilibrio de largo plazo y de las variaciones de dichas variables con rezagos que van desde 1 hasta k.

En caso de existir un solo vector de cointegración, la dimensión de las matrices  $\mathbf{a}$  y  $\mathbf{b}$  es  $4 \times 1$ , siendo  $\mathbf{b}' y_{t-1}$  el desequilibrio en el mercado monetario y  $\mathbf{a}$  el vector columna que contiene el coeficiente de ajuste de cada variable ante estos desequilibrios.

Según la teoría económica, los individuos desean mantener una cantidad real de dinero, con lo cual la demanda nominal de dinero debería ser proporcional al nivel de precios. Adicionalmente, la demanda de dinero aumenta a medida que se incrementa el ingreso real y se reduce a medida que se incrementan las tasas de interés, ya que éstas últimas constituyen el costo de oportunidad de mantener saldos monetarios. Por lo tanto, una especificación econométrica de esta función tomaría la siguiente forma:

$$(3.2) \quad m_t = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 pib_t + \mathbf{b}_2 p_t + \mathbf{b}_3 i_t + e_t$$

en donde  $\mathbf{b}_1 > 0$ ,  $\mathbf{b}_2 = 1$ ,  $\mathbf{b}_3 < 0$ , siendo  $e_t$  un proceso estocástico estacionario. Esto último es muy importante ya que, de no ser este residuo estacionario, no tendría sentido hablar de una función de demanda de dinero que represente el equilibrio entre estas variables, ya que cualquier desvío tendería a perdurar indefinidamente.

Reordenando (3.2) se obtiene:

$$(3.3) \quad \mathbf{b}' y_t = e_t = m_t - \mathbf{b}_0 - \mathbf{b}_1 pib_t - \mathbf{b}_2 p_t - \mathbf{b}_3 i_t$$

Por lo tanto, al estimar (3.1), los coeficientes contenidos en el vector  $\mathbf{b}$ , cambiados de signo, son los coeficientes de la ecuación (3.2)<sup>1</sup>.

Para estimar la ecuación (3.1), luego de testear la hipótesis de raíz unitaria en cada una de las series, utilizando el Augmented Dickey-Fuller test, se procederá a utilizar el método de Johansen, que consiste en estimar la matriz  $\mathbf{p} = \mathbf{a}\mathbf{b}'$  y sus raíces características, testeando el número de raíces características diferentes de cero (y, por lo tanto, el rango de dicha matriz, igual al número de vectores de cointegración) mediante los siguientes estadísticos:

$$(3.4) \quad \mathbf{I}_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \mathbf{I}_i^*)$$

$$(3.5) \quad \mathbf{I}_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \mathbf{I}_{r+1}^*)$$

en donde  $\mathbf{I}_i^*$  son los valores estimados de las raíces características de la matriz estimada  $\mathbf{p}$  (ordenadas de mayor a menor) y T es el número de observaciones utilizables.

El primero de los estadísticos sirve para testear la hipótesis nula de que el número de raíces características distintas de cero es igual o menor que r frente a la hipótesis alternativa de que dicho número es mayor que r, y es mayor cuanto más alejadas de cero se encuentren las raíces características estimadas; el segundo de ellos sirve para testear la hipótesis nula de que el número de raíces características distintas de cero es r frente a la hipótesis alternativa de que dicho número es r+1, y es mayor cuanto mayor sea el valor de  $\mathbf{I}_{r+1}^*$ .

Para estimar este modelo con datos de frecuencia mensual es necesario estimar valores mensuales de  $pib_t$ , la única de las variables a utilizar que es de frecuencia trimestral. Para ello se utilizará el método de Chow and Lin (1971), que permite distribuir observaciones trimestrales de una variable entre los meses de cada trimestre.

En forma compacta, el método consiste en lo siguiente:

- se supone que las T observaciones mensuales de la serie  $y_{mt}$  a estimar se relacionan con T observaciones de n variables mensuales contenidas en la matriz  $X_{mt}$  por medio de la siguiente regresión:

---

<sup>1</sup> Si se incluye en el vector  $y_{t-1}$  una quinta serie formada únicamente por 1s (como segundo elemento de dicho vector).

$$(3.6) \quad y_{mt} = X_{mt} \mathbf{b} + u_{mt}$$

- se supone que  $u_{mt}$  sigue un proceso aleatorio autoregresivo de orden 1:

$u_{mt} = \mathbf{r}_m u_{mt-1} + e_{mt}$ , en donde  $e_{mt}$  tiene media cero y matriz de varianzas y covarianzas  $\mathbf{s}^2 I_T$ . Por lo tanto,  $u_{mt}$  tiene una matriz de varianzas y

covarianzas  $V_m = \left[ \frac{\mathbf{s}^2}{(1 - \mathbf{r}_m^2)} \right] P_m$ , en donde :

$$P_m = \begin{bmatrix} 1 & \mathbf{r}_m & \dots & \mathbf{r}_m^{T-1} \\ \mathbf{r}_m & 1 & \dots & \mathbf{r}_m^{T-2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \mathbf{r}_m^{T-1} & \mathbf{r}_m^{T-2} & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

- las T/3 observaciones trimestrales se obtienen premultiplicando los vectores con las series mensuales por la siguiente matriz:

$$C = \frac{1}{3} \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

- las series trimestrales se relacionan entonces mediante la siguiente regresión:

$$(3.7) \quad y_{qt} = C y_{mt} = X_{qt} \mathbf{b} + u_{qt}$$

siendo  $V_q = C V_m C'$  la matriz de varianzas y covarianzas de  $u_{qt}$ .

- bajo estos supuestos, Chow and Lin (1971) demuestran que el estimador lineal insesgado de  $y_{mt}$  con menor varianza es:

$$(3.8) \quad y_{mt}^* = X_{mt} \mathbf{b}^* + P_m^* C' (C P_m^* C')^{-1} u_{qt}^*$$

en donde  $\mathbf{b}^*$  es el valor de  $\mathbf{b}$  estimado en (3.7) mediante mínimos cuadrados generalizados y  $P_m^*$  se construye con los valores de  $\mathbf{r}_m$  obtenidos al resolver el siguiente polinomio:

$$(3.9) \quad \mathbf{r}_q^* = \frac{\mathbf{r}_m^5 + 2 \mathbf{r}_m^4 + 3 \mathbf{r}_m^3 + 2 \mathbf{r}_m^2 + \mathbf{r}_m}{2 \mathbf{r}_m^2 + 4 \mathbf{r}_m + 3}$$

en donde  $\mathbf{r}_q^*$  es el valor estimado de  $\mathbf{r}_q$  en (3.7).

#### 4. Resultados obtenidos.

Para realizar las estimaciones del modelo propuesto en la sección previa, se utilizaron las siguientes variables:

$m_t$  = agregado monetario M3

$pib_t$  = producto interno bruto a precios de 1993

$p_t$  = índice de precios al consumidor

$i_t$  = tasa de interés de los fedfunds más prima de riesgo país del índice EMBI\_AR  
(ambos en porcentaje)

A excepción de  $i_t$ , las restantes variables están expresadas en logaritmos naturales y desestacionalizadas utilizando el método X11-Arima multiplicativo y provienen de las bases de datos del Ministerio de Economía de la Nación. Por su parte, la tasa de interés de los fedfunds proviene de la base de datos del Federal Reserve Bank of St. Louis mientras que la prima de riesgo país es la estimada por el banco de inversión JPMorgan. Dado que esta última variable comenzó a elaborarse a comienzos de 1994, el periodo utilizado para el trabajo empírico corresponde a 1994.1-2001.2 en el caso

de los datos trimestrales y 1994.01-2001.06 en el caso de los datos mensuales<sup>2</sup>. La mensualización del pib, mediante el método de Chow-Lin presentado previamente, se realizó utilizando el índice desestacionalizado de producción industrial elaborado por FIEL como variable relacionada. Todos los resultados fueron obtenidos utilizando el paquete econométrico E-Views 4.0.

#### 4.1. Series trimestrales.

Dado que el método propuesto de vectores auto-regresivos con corrección de errores supone que las variables utilizadas son estacionarias en diferencias, se utilizó el Augmented Dickey-Fuller (ADF) test para contrastar esta hipótesis. La tabla 1 presenta los resultados para las series trimestrales.

**TABLA 1. Resultados ADF tests - Series trimestrales**

| variable | en:      | regres.      |         | estadístico<br>ADF | puntos críticos |         |         | signif. <sup>1</sup> |
|----------|----------|--------------|---------|--------------------|-----------------|---------|---------|----------------------|
|          |          | determ.      | rezagos |                    | 1%              | 5%      | 10%     |                      |
| m        | niveles  | ord. y tend. | 4       | 0.2514             | -4.3738         | -3.6027 | -3.2367 |                      |
|          | 1ra. dif | ord.         | 3       | -2.3769            | -3.7204         | -2.9850 | -2.6318 |                      |
| pib      | niveles  | ord. y tend. | 1       | -1.9220            | -4.3226         | -3.5796 | -3.2239 |                      |
|          | 1ra. dif | ord.         | 0       | -2.9997            | -3.6852         | -2.9705 | -2.6242 | **                   |
| p        | niveles  | ord. y tend. | 0       | -3.8068            | -4.3082         | -3.5731 | -3.2203 | **                   |
|          | 1ra. dif | ord.         | 0       | -2.6848            | -3.6959         | -2.9750 | -2.6265 | *                    |
| i        | niveles  | ord. y tend. | 4       | -2.7547            | -4.3738         | -3.6027 | -3.2367 |                      |
|          | 1ra. dif | ord.         | 3       | -4.6165            | -3.7204         | -2.9850 | -2.6318 | ***                  |

<sup>1</sup> Significativo al: 1% (\*\*\*), 5% (\*\*), 10% (\*)

El primer problema que surge es la imposibilidad de rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en el caso de la variable  $m_t$  en primeras diferencias, aún a un nivel de significación del 10%. Probablemente esto se debe a que esta variable, en

<sup>2</sup> Si bien en ambos casos se podrían agregar los datos correspondientes al tercer trimestre de 2001, probablemente la ganancia en términos de grados de libertad se vería compensada por la distorsión que genera una prima de riesgo país que seguramente sobreestimaba el verdadero riesgo país ya que los flujos de fondos esperados por los tenedores de bonos argentinos no eran los flujos de los títulos originales sino los flujos de los bonos que esperaban recibir en una casi segura renegociación de la deuda. Estos flujos eran menores (por las expectativas de una quita de capital) pero probablemente menos riesgosos.

diferencias, presenta una tendencia negativa desde comienzos de 1997 hasta el final del periodo analizado, con lo cual el ADF test debería incluir una tendencia determinística. En efecto, si se incluye ésta última, la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria puede rechazarse al 5% de significación.

El segundo problema es el rechazo de la hipótesis nula en el caso de la variable  $p_t$  en niveles. Probablemente la selección de la cantidad de rezagos (tanto el criterio de Schwarz como el de Akaike seleccionan 0 rezagos) está distorsionando los resultados, ya que al incluir 1 o más rezagos ya no puede rechazarse la hipótesis nula.

Teniendo en cuenta estas aclaraciones, parece razonable suponer que las series utilizadas son estacionarias en diferencias, por lo que es posible ahora testear la existencia de relaciones de cointegración entre ellas. Las tablas 2 y 3 presentan los resultados del test de Johansen, teniendo en cuenta el estadístico  $I_{trace}$  en la primera y el estadístico  $I_{max}$  en la segunda. En ambos casos se utilizan tres rezagos, el máximo número de rezagos compatibles con la cantidad de datos utilizados.

Como se aprecia en la tabla 2, el estadístico  $I_{trace}$  permite rechazar, a un nivel de significación del 1%, la hipótesis de inexistencia de relaciones de cointegración ( $H_0: r=0$ ) y, a un nivel de significación del 5%, las hipótesis de existencia de sólo un vector de cointegración ( $H_0: r=1$ ) y de existencia de sólo dos vectores de cointegración ( $H_0: r=2$ ). Según los resultados presentados en la tabla 3, el estadístico  $I_{max}$  sólo permite rechazar, a un nivel de significación del 1%, la hipótesis nula de inexistencia de relaciones de cointegración ( $H_0: r=0$ ). De esta manera, a un nivel de significación del 5%, el estadístico  $I_{trace}$  indica la existencia de tres vectores de cointegración, mientras que el estadístico  $I_{max}$  indica la existencia de sólo un vector de cointegración. Dado que los resultados provenientes de este último estadístico son los habitualmente preferidos en caso de discrepancias entre ambos dado que la hipótesis alternativa es más restrictiva en este caso (ver Enders, 1995, pp.393), se acepta la hipótesis de existencia de un vector de cointegración.

El paso siguiente consiste en estimar la ecuación (3.1) con tres rezagos ( $k=3$ ) y un vector de cointegración ( $r=1$ ). La tabla 4 presenta los principales resultados. De

acuerdo a los parámetros estimados del vector de cointegración, la demanda de dinero efectivamente varía positivamente con el nivel de actividad y con el nivel de precios (en éste último caso no puede rechazarse la hipótesis nula de que el coeficiente  $b_2$  de la ecuación (3.2) es igual a 1) y negativamente con las tasas de interés, aunque en los dos últimos casos el estadístico t es muy bajo, seguramente por las limitaciones que surgen del relativamente corto periodo de tiempo analizado (como se verá posteriormente, con los datos mensuales esta deficiencia desaparece).

**Tabla 2. Test de Johansen - Estadístico  $I_{trace}$**   
Datos trimestrales

|              | raíz<br>característica | $I_{trace}$ | puntos críticos |       | signif. <sup>1</sup> |
|--------------|------------------------|-------------|-----------------|-------|----------------------|
|              |                        |             | 5%              | 1%    |                      |
| $H_0: r = 0$ | 0.899486               | 95.12461    | 47.21           | 54.46 | ***                  |
| $H_0: r = 1$ | 0.520425               | 35.39074    | 29.68           | 35.65 | **                   |
| $H_0: r = 2$ | 0.394723               | 16.28454    | 15.41           | 20.04 | **                   |
| $H_0: r = 3$ | 0.116849               | 3.23074     | 3.76            | 6.65  |                      |

<sup>1</sup> Significativo al: 1% (\*\*\*), 5% (\*\*)

**Tabla 3. Test de Johansen - Estadístico  $I_{max}$**   
Datos trimestrales

|              | raíz<br>característica | $I_{max}$ | puntos críticos |       | signif. <sup>1</sup> |
|--------------|------------------------|-----------|-----------------|-------|----------------------|
|              |                        |           | 5%              | 1%    |                      |
| $H_0: r = 0$ | 0.899486               | 59.73386  | 27.07           | 32.24 | ***                  |
| $H_0: r = 1$ | 0.520425               | 19.10621  | 20.97           | 25.52 |                      |
| $H_0: r = 2$ | 0.394723               | 13.0538   | 14.07           | 18.63 |                      |
| $H_0: r = 3$ | 0.116849               | 3.23074   | 3.76            | 6.65  |                      |

<sup>1</sup> Significativo al: 1% (\*\*\*), 5% (\*\*)

De los coeficientes de ajuste estimados (los elementos de la matriz  $\mathbf{a}$  en la ecuación (3.1)), también presentados en la tabla 4, únicamente son estadísticamente significativos los correspondientes a las variables  $m_t$  e  $i_t$ , con signos negativo y positivo, respectivamente. Esto significa que, cuando la cantidad de dinero es mayor a la correspondiente a la relación de largo plazo (exceso de oferta monetaria), la cantidad de dinero desciende y la tasa de interés doméstica se incrementa. Dado que el primer efecto tiende a reducir el desequilibrio en el mercado monetario mientras que el segundo tiende a incrementarlo (a medida que se incrementa la tasa de interés en respuesta al exceso de oferta, la demanda se reduce, incrementándose este exceso de oferta), el coeficiente de ajuste de la variable  $m_t$  puede ser mayor a 1 en valor absoluto sin que el sistema sea inestable.

**Tabla 4. Vector de cointegración y coeficientes de ajuste estimados  
Datos trimestrales**

|                            |             | $m_t$   | $pib_t$  | $p_t$   | $i_t$   |
|----------------------------|-------------|---------|----------|---------|---------|
| vector de<br>cointegración | coeficiente | 1.0000  | -2.5519  | -0.4358 | 0.0001  |
|                            | estad.t     |         | -13.6349 | -0.9868 | 0.0398  |
| coeficientes<br>de ajuste  | coeficiente | -1.6635 | -0.1614  | 0.0245  | 59.8359 |
|                            | estad.t     | -7.5007 | -1.4023  | 0.6032  | 3.6813  |

Antes de analizar las funciones impulso-respuesta del sistema estimado es conveniente chequear la validez de la cantidad de rezagos seleccionada. La tabla 5 contiene los resultados de utilizar el test de Wald para testear la hipótesis nula de que los coeficientes de los distintos rezagos son nulos. La hipótesis nula puede ser rechazada en los tres casos a un nivel de significación del 5%. Con los resultados del test del Multiplicador de Lagrange, presentados en la tabla 6, no es posible rechazar la hipótesis nula de inexistencia de autocorrelación. Ambos resultados validan la selección de cantidad de rezagos realizada.

Finalmente, en los gráficos 1.a a 1.d se presentan las funciones impulso-respuesta para cada una de las cuatro variables del modelo ante un incremento del 5% en  $m_t$ <sup>3</sup>. Surge claramente de los gráficos que el resultado obtenido es consistente con las predicciones del modelo de Mundell-Flemming con riesgo país endógeno: una expansión monetaria incrementa las tasas de interés y reduce el nivel de actividad, reduciendo la cantidad de dinero hasta equilibrar nuevamente el mercado monetario, con una oferta monetaria menor que la original dada la menor demanda de dinero. El nivel de precios, como era de esperar, no varía (la reducción que aparece en el gráfico no alcanza medio punto porcentual)<sup>4 5</sup>.

**Tabla 5. Tests de Wald para la exclusión de rezagos  
Datos trimestrales**

|           | rezago3 | rezago2 | rezago1 |
|-----------|---------|---------|---------|
| valores p | 0.0000  | 0.0452  | 0.0292  |

**Tabla 6. Tests del Multiplicador de Lagrange  
Datos trimestrales**

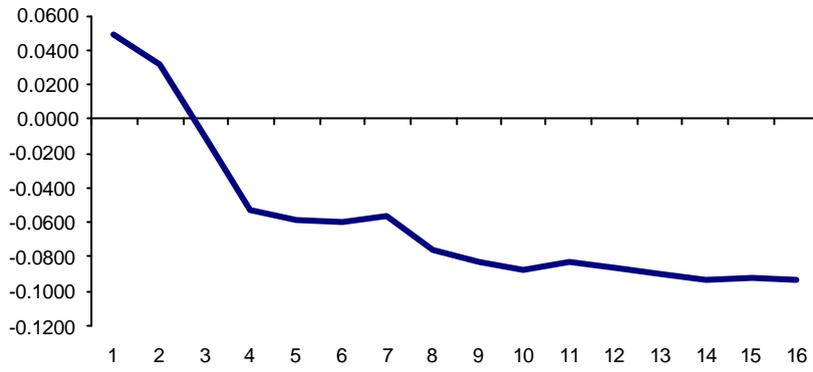
| rezagos | estad.LM | valor p |
|---------|----------|---------|
| 1       | 14.7907  | 0.5400  |
| 2       | 23.1306  | 0.1103  |
| 3       | 14.1613  | 0.5867  |
| 4       | 18.2262  | 0.3108  |

<sup>3</sup> La selección del tamaño del shock es totalmente discrecional. Este porcentaje representa los alrededor de \$ 2,000 millones en bonos provinciales de circulación monetaria que se emitieron originalmente, y que muchos analistas defendían como un medio adecuado para impulsar el nivel de actividad a través de un mayor nivel de liquidez.

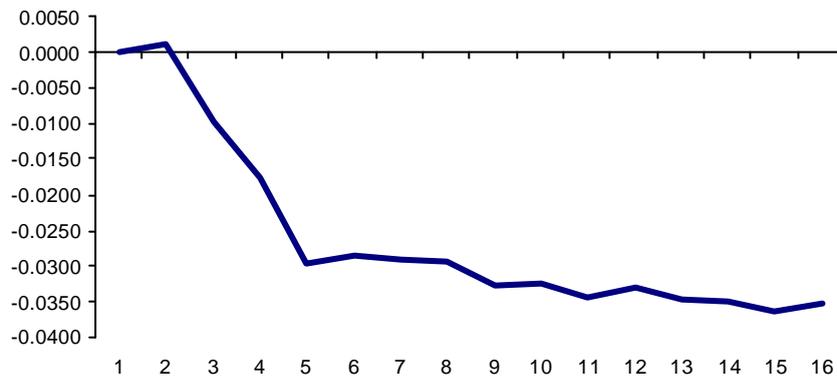
<sup>4</sup> Además, estos valores no son estadísticamente significativos, a diferencia de lo que ocurre con el resto de las variables. Esto surge de estimaciones preliminares de los intervalos de confianza de las funciones impulso-respuesta obtenidos utilizando la técnica de bootstrap (realizando 5000 replicaciones generando las series, en cada una de ellas, a partir de los parámetros estimados y tomando aleatoriamente los residuos obtenidos en la estimación original).

<sup>5</sup> Tanto en las simulaciones de las funciones impulso-respuesta como en las simulaciones de sus intervalos de confianza se supuso que la cantidad de dinero no influye contemporáneamente sobre el resto de las variables. Los resultados no se modifican sustancialmente si la descomposición de Cholesky se realiza suponiendo que la cantidad de dinero influye contemporáneamente sobre la tasa de interés pero no sobre el nivel de actividad y los precios.

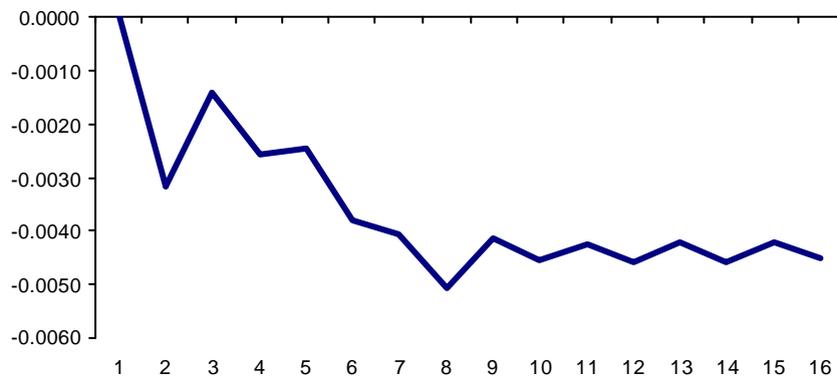
**Gráfico 1.a. Impulso: m - Respuesta: m**  
Datos trimestrales



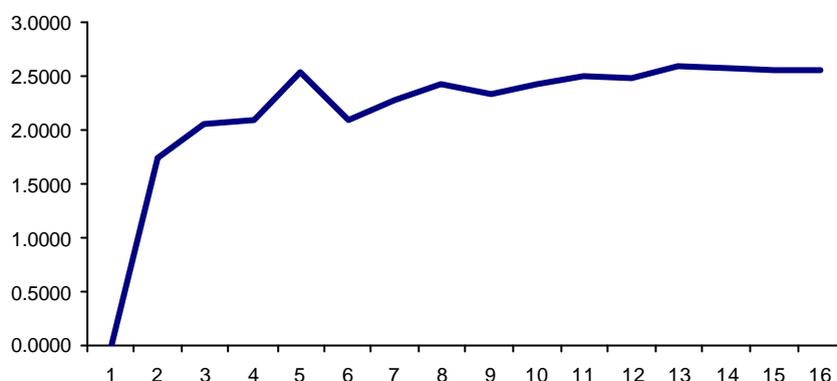
**Gráfico 1.b. Impulso: m - Respuesta: pib**  
Datos trimestrales



**Gráfico 1.c. Impulso: m - Respuesta: p**  
Datos trimestrales



**Gráfico 1.d. Impulso: m - Respuesta: i**  
**Datos trimestrales**



#### **4.2. Series mensuales.**

Una vez estimada la serie mensual de la variable  $pib_t$ , utilizando el método de Chow-Lin descrito en la sección previa, utilizando el índice de producción industrial de FIEL como variable relacionada, se procedió a contrastar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en cada una de las cuatro series mensuales. Los resultados se presentan en la tabla 7. En ningún caso es posible rechazar la hipótesis nula con las series en niveles (sólo para la variable  $p_t$  es posible hacerlo, aunque únicamente a un nivel de significación del 10%) y en todos se rechaza la hipótesis nula al 1% de significación con las series en diferencias.

Las tablas 8 y 9 presentan los resultados del test de Johansen de acuerdo con los estadísticos  $I_{trace}$  y  $I_{max}$ , respectivamente, al utilizar 12 rezagos. En ambos casos, la hipótesis nula de inexistencia de relaciones de cointegración se rechaza a un nivel de significación del 1%, mientras que la hipótesis nula de sólo un vector de cointegración se rechaza a un nivel de significación del 5%.

**TABLA 7. Resultados ADF tests - Series mensuales**

| variable | en:      | regres.      |         | estadístico<br>ADF | puntos críticos |         |         | signif. <sup>1</sup> |
|----------|----------|--------------|---------|--------------------|-----------------|---------|---------|----------------------|
|          |          | determ.      | rezagos |                    | 1%              | 5%      | 10%     |                      |
| $m_t$    | niveles  | ord. y tend. | 0       | 0.2156             | -4.0636         | -3.4602 | -3.1560 | ***                  |
|          | 1ra. dif | ord.         | 1       | -4.4665            | -3.5064         | -2.8947 | -2.5842 |                      |
| $pi b_t$ | niveles  | ord. y tend. | 3       | -1.1901            | -4.0673         | -3.4620 | -3.1570 | ***                  |
|          | 1ra. dif | ord.         | 2       | -5.2432            | -3.5073         | -2.8951 | -2.5844 |                      |
| $P_t$    | niveles  | ord. y tend. | 1       | -3.2726            | -4.0648         | -3.4608 | -3.1564 | *                    |
|          | 1ra. dif | ord.         | 0       | -5.8101            | -3.5055         | -2.8943 | -2.5840 |                      |
| $i_t$    | niveles  | ord. y tend. | 0       | -2.7803            | -4.0636         | -3.4602 | -3.1560 | ***                  |
|          | 1ra. dif | ord.         | 0       | -8.0550            | -3.5055         | -2.8943 | -2.5840 |                      |

<sup>1</sup> Significativo al: 1% (\*\*\*), 5% (\*\*), 10% (\*)

**Tabla 8. Test de Johansen - Estadístico  $I_{trace}$   
Datos mensuales**

|              | raíz<br>característica | $I_{trace}$ | puntos críticos |       | signif. <sup>1</sup> |
|--------------|------------------------|-------------|-----------------|-------|----------------------|
|              |                        |             | 5%              | 1%    |                      |
| $H_0: r = 0$ | 0.704663               | 128.8668    | 47.21           | 54.46 | ***                  |
| $H_0: r = 1$ | 0.263548               | 34.95462    | 29.68           | 35.65 | **                   |
| $H_0: r = 2$ | 0.110389               | 11.39945    | 15.41           | 20.04 |                      |
| $H_0: r = 3$ | 0.030596               | 2.39271     | 3.76            | 6.65  |                      |

<sup>1</sup> Significativo al: 1% (\*\*\*), 5% (\*\*)

Estimando la ecuación (3.1) con 1 vector de cointegración y 12 rezagos se obtuvieron los resultados que se resumen en la tabla 10, cualitativamente idénticos a los obtenidos en el caso de las series trimestrales. Analizando los coeficientes del vector

de cointegración estimado se aprecia que son consistentes con las restricciones que surgen de la teoría de la demanda de dinero: no es posible rechazar las hipótesis  $b_1 > 0$ ,  $b_2 = 1$  y  $b_3 < 0$ . Los coeficientes de ajuste, por su parte, son estadísticamente significativos únicamente en el caso de las variables  $m_t$  e  $i_t$ , con signo negativo en la primera y positivo en la segunda. Además, al igual que en el caso de la estimación trimestral, el coeficiente de ajuste de  $m_t$  es mayor que 1 en valor absoluto como consecuencia del signo positivo del coeficiente de ajuste de la variable  $i_t$ .

**Tabla 9. Test de Johansen - Estadístico  $I_{\max}$**   
**Datos mensuales**

|              | raíz<br>característica | $I_{\max}$ | puntos críticos |       | signif. <sup>1</sup> |
|--------------|------------------------|------------|-----------------|-------|----------------------|
|              |                        |            | 5%              | 1%    |                      |
| $H_0: r = 0$ | 0.704663               | 93.91223   | 27.07           | 32.24 | ***                  |
| $H_0: r = 1$ | 0.263548               | 23.55517   | 20.97           | 25.52 | **                   |
| $H_0: r = 2$ | 0.110389               | 9.00674    | 14.07           | 18.63 |                      |
| $H_0: r = 3$ | 0.030596               | 2.39271    | 3.76            | 6.65  |                      |

<sup>1</sup> Significativo al: 1% (\*\*\*), 5% (\*\*)

**Tabla 10. Vector de cointegración y coeficientes de ajuste estimados**  
**Datos mensuales**

|                            |                        | $m_t$              | $pib_t$             | $p_t$              | $i_t$             |
|----------------------------|------------------------|--------------------|---------------------|--------------------|-------------------|
| vector de<br>cointegración | coeficiente<br>estad.t | 1.0000             | -2.3807<br>-18.7400 | -0.6029<br>-1.6709 | 0.0033<br>1.6096  |
| coeficientes<br>de ajuste  | coeficiente<br>estad.t | -1.1149<br>-5.2708 | -0.0103<br>-0.0510  | -0.0343<br>-0.9890 | 70.5046<br>4.8947 |

Para chequear que sea adecuada la cantidad de rezagos seleccionada, se utilizó el test de Wald para testear la significatividad de los coeficientes de los distintos rezagos (los resultados se presentan en la tabla 11) y el test del Multiplicador de Lagrange para testear la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación en los residuos (los resultados se presentan en la tabla 12). Los resultados de ambos tests permiten admitir como adecuada la cantidad de rezagos utilizada.

**Tabla 11. Tests de Wald para la exclusión de rezagos**  
**Datos mensuales**

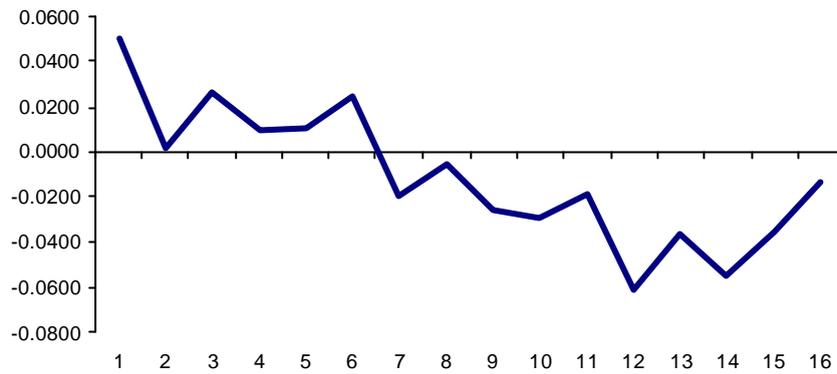
|           | <u>rezago12</u> | <u>rezago11</u> | <u>rezago10</u> | <u>rezago9</u> | <u>rezago8</u> | <u>rezago7</u> |
|-----------|-----------------|-----------------|-----------------|----------------|----------------|----------------|
| valores p | 0.0001          | 0.0064          | 0.1522          | 0.0182         | 0.0023         | 0.0000         |
|           | <u>rezago6</u>  | <u>rezago5</u>  | <u>rezago4</u>  | <u>rezago3</u> | <u>rezago2</u> | <u>rezago1</u> |
| valores p | 0.0000          | 0.0000          | 0.0000          | 0.0000         | 0.0000         | 0.0000         |

Finalmente, con el modelo estimado, se construyeron las funciones impulso-respuesta del sistema a partir de un incremento exógeno del 5% en la cantidad de dinero. Como se aprecia en los gráficos 2.a a 2.d, los resultados son, al igual que en el caso de las estimaciones trimestrales, consistentes con el modelo presentado en la sección 2.

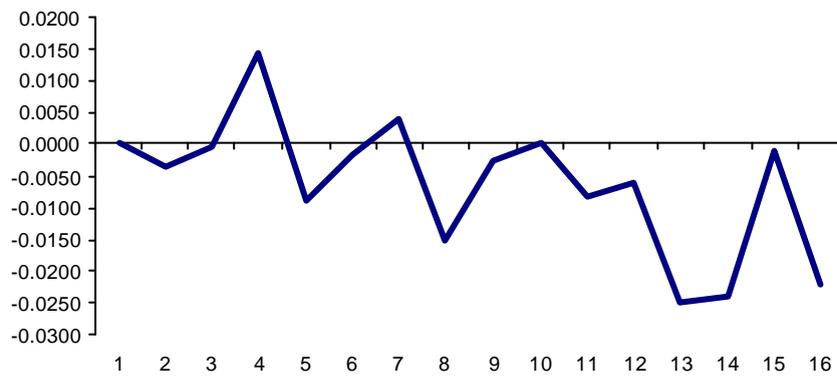
**Tabla 12. Tests del Multiplicador de Lagrange**  
**Datos mensuales**

| <u>rezagos</u> | <u>estad.LM</u> | <u>valor p</u> |
|----------------|-----------------|----------------|
| 1              | 14.4212         | 0.5674         |
| 2              | 10.1555         | 0.8584         |
| 3              | 12.2075         | 0.7296         |
| 4              | 15.1224         | 0.5157         |
| 5              | 15.8424         | 0.4640         |
| 6              | 22.6158         | 0.1244         |
| 7              | 17.7639         | 0.3379         |
| 8              | 12.8535         | 0.6834         |
| 9              | 13.7143         | 0.6200         |
| 10             | 12.1529         | 0.7334         |
| 11             | 11.9249         | 0.7491         |
| 12             | 21.7792         | 0.1505         |

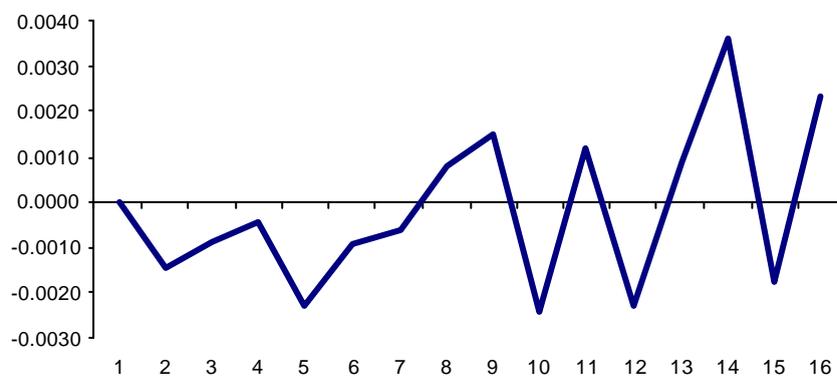
**Gráfico 2.a. Impulso: m - Respuesta: m**  
**Datos mensuales**



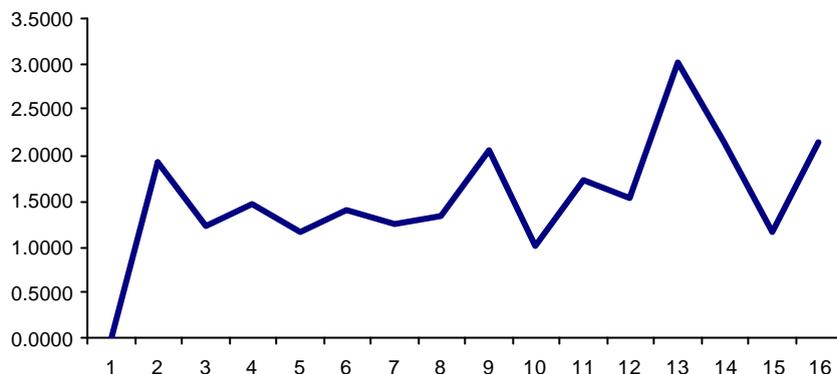
**Gráfico 2.b. Impulso: m - Respuesta: pib**  
**Datos mensuales**



**Gráfico 2.c. Impulso: m - Respuesta: p**  
**Datos mensuales**



**Gráfico 2.d. Impulso: m - Respuesta: i**  
**Datos mensuales**



## **5. Conclusiones y comentarios finales.**

A pesar de que el modelo de Mundell-Flemming, utilizado desde hace décadas para el análisis del funcionamiento de economías abiertas al resto del mundo, predice que la existencia de perfecta movilidad de capitales y tipo de cambio fijo (como ocurrió en Argentina entre 1991 y 2001) implica que la oferta monetaria es endógena, por lo que no es posible impulsar el nivel de actividad por medio de una política monetaria expansiva, ha sido frecuente en Argentina durante los últimos años de la Convertibilidad el pedido de políticas monetarias activas para revertir la recesión iniciada a mediados de 1998. Quienes realizaban estas propuestas estaban suponiendo, implícitamente, que el exceso de oferta monetaria que se generaría a partir de este tipo de políticas desaparecería por medio de menores tasas de interés y mayor nivel de actividad, lo que incrementaría la demanda de dinero hasta equilibrarla con la nueva oferta monetaria.

Por el contrario, quienes sostenían que una política monetaria expansiva en el contexto de la Convertibilidad no tendría efecto macroeconómico estaban suponiendo, en línea con el modelo de Mundell-Flemming, que el exceso de oferta monetaria se eliminaría no por medio de una mayor demanda de dinero (por menores tasas de interés y mayores niveles de actividad) sino por medio de una reducción endógena de la oferta monetaria a medida que el banco central perdiera reservas.

A estas dos visiones opuestas del funcionamiento de la economía argentina se agregó, recientemente, una tercera: a medida que se produce el ajuste automático predicho por el modelo de Mundell-Flemming, la caída de las reservas del banco central presiona hacia arriba al riesgo país, con lo cual las tasas de interés domésticas se incrementan, el nivel de actividad cae y, ya que esto hace que se reduzca la demanda de dinero, la caída en las reservas debe ser mayor que en el caso Mundell-Flemming para que la oferta monetaria se reduzca lo suficiente para equilibrar nuevamente el mercado monetario.

Las estimaciones econométricas presentadas en este trabajo son consistentes con los resultados predichos por esta tercera posición, propuesta recientemente por Rodríguez y Ortiz (2001): un incremento exógeno del 5% en el agregado monetario M3 genera, al cabo de cuatro trimestres, una caída en dicho agregado del 5.9%, una reducción del producto interno bruto real del 3% y un incremento de 2.5 puntos porcentuales en las tasas de interés domésticas, permaneciendo prácticamente constante el nivel de precios (cae solo un 0.2%). Al cabo de 8 trimestres, la caída en M3 alcanza el 8.3%, la reducción en el pib alcanza el 3.3%, la caída en el nivel de precios alcanza el 0.4% y el incremento en las tasas de interés domésticas llega a 2.3 puntos porcentuales.

Dada la reducida cantidad de datos trimestrales utilizados en las estimaciones, se procedió a repetir el análisis utilizando datos mensuales (para lo cual se utilizó una técnica econométrica de distribución de datos trimestrales entre los meses de cada trimestre para obtener una estimación mensual del pib), obteniéndose resultados semejantes aunque incrementando la eficiencia en la estimación de los coeficientes de la demanda de dinero de largo plazo.

Posibles extensiones del presente trabajo incluyen el análisis de distintos agregados monetarios, la ampliación del periodo de estimación hasta el comienzo del periodo de funcionamiento de la Convertibilidad, para lo cual es necesario utilizar un índice de riesgo país diferente al utilizado en el presente trabajo (que comienza a elaborarse a comienzos de 1994) y la simulación de los intervalos de confianza de las funciones impulso-respuesta.

## **Referencias.**

**Chow, Gregory C. and An-Loh Lin (1971):** "Best linear unbiased interpolation, distribution and extrapolation of time series by related time series", *Review of Economics and Statistics*, 53.

**Enders, Walter (1995):** *Applied Econometric Time Series*, Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics.

**Flemming, M. (1962):** "Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates", *International Monetary Fund Staff Papers*, Nov.

**Hamilton, James D. (1994):** *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

**Mundell, Robert (1963):** "Capital mobility and stabilization under fixed and flexible exchange rates", *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Nov.

**Rodríguez, Carlos y Javier Ortiz (2001):** "Nuevas perspectivas sobre los efectos de las políticas monetarias y fiscales en un régimen de tipo de cambio fijo: Interacciones entre el riesgo país y el nivel de reservas internacionales", XXXVI Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política.

**Williamson, John (1995):** "What role for Currency Boards?", *Policy Analyses in International Economics*, 40, Institute for International Economics, September.