

**“Efecto Estabilizador de la Política Monetaria:  
Evidencia para Argentina: 1970-2015”**

**Juan José Merlo - María José Catalán<sup>1</sup>**

**Palabras claves:** política monetaria, demanda de dinero, modelos de series de tiempo.

**Clasificación JEL:** E52, E41, C22

**RESUMEN**

Se analizan los efectos de la política monetaria en Argentina en tres periodos económicos netamente diferenciados, 1970-1988; 1991-2001 y 2003-2018. Mediante un VAR con corrección de errores se determina que en el periodo 1970-1988: a) la política monetaria se usó con objetivos de estabilización, debido a que los shocks de esta resultaron ser transitorios; b) hay efectos reales sobre el PBI en el corto plazo, aunque se aprecia el efecto neutralidad del dinero en el largo plazo; c) no se verifica el efecto precio, aunque si aparece el price puzzle y d) se verifica el efecto liquidez en el corto plazo.

Para el periodo de la convertibilidad, 1991-2001, se aplica un modelo VAR y se encuentra que: a) la política monetaria no se usó con objetivos de estabilización, debido a que los shocks son bastante persistentes y se utilizó como ancla nominal al tipo de cambio; b) hay efectos reales sobre PBI en el corto plazo, aunque se verifica el efecto neutralidad del dinero en el largo plazo. c) expansiones monetarias no afectan el nivel de precios y d) se verifica el efecto liquidez en el corto plazo.

Para el periodo 2003-2015, se aplica un VAR con corrección de errores y se concluye que: a) la política monetaria no se usó con objetivos de estabilización ya que los shocks son bastante persistentes; b) hay efectos reales pero solo en el corto plazo; c) el efecto precio está presente de forma clara y d) el efecto liquidez se aprecia en el comportamiento de la tasa de interés.

**SUMMARY**

The effects of monetary policy in Argentina are analyzed in two different economic periods, 1970-1988 and 1991-2001. Through a VAR model with correction of errors I observe that in the period 1970-1988: a) monetary policy was used with objectives of stabilization, because the shocks turned out to be transient; b) there are real effects on GDP in the short term, although effect of neutrality of money in the long term is appreciated; c) price effect is not verified, although the price puzzle appears and d) liquidity effect is verified in the short term.

For the period of the convertibility (1991-2001), a VAR model is applied and I found that: a) monetary policy was not used with stabilization objectives, because the shocks are quite persistent and was used as nominal anchor to the type exchange; b) there are real effects on GDP in the short term, although neutrality effect of money in the long term is verified. c) monetary expansions do not affect the price level and d) liquidity effect is verified in the short term.

For the period 2003-2015, a VAR with error correction is applied and it is concluded that: a) the monetary policy was not used with stabilization objectives since the shocks are quite persistent; b) there are real effects but only in the short term; c) the price effect is clearly present and d) the liquidity effect can be seen in the behavior of the interest rate.

---

<sup>1</sup> Instituto de Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Tucumán. Av. Independencia 1900. San Miguel de Tucumán, Tucumán. Tel: (0381) 410-7560. E-mail: jjmerlo@face.unt.edu.ar, mjatalan@face.unt.edu.ar. Este trabajo forma parte del proyecto “Argentina Sustentable: Políticas económicas óptimas en el ciclo y en el desarrollo de largo plazo” (UNT).

## 1. INTRODUCCIÓN.

Es bien sabido que la política monetaria, entendida en el sentido del manejo de agregados monetarios, tiene efectos conocidos sobre ciertas variables relacionadas. Hay tres grandes “dogmas de fe” correctamente avalados por la teoría: a) **Efecto liquidez (EL)**: en el corto plazo, cambios en la oferta monetaria producen efectos de signo opuesto en la tasa de interés nominal; b) **Efecto neutralidad del dinero (END)**: en el largo plazo, cambios en la oferta monetaria no tienen efectos significativos sobre variables reales como el producto; c) **Efecto precio (EP)**: en el largo plazo cambios en la política monetaria se traducen en cambios en los precios en la misma magnitud y en la misma dirección.

Los efectos de la política monetaria sobre variables reales y nominales han sido ampliamente tratados en la literatura teórica. Hay un amplio consenso teórico en que el dinero tiene efectos sobre el nivel de precios y la tasa de interés, aunque la evidencia empírica al respecto es bastante más confusa, mostrando resultados opuestos principalmente en el corto plazo. El consenso teórico y empírico es bastante menor si analizamos los efectos reales de la política monetaria en el corto plazo, aunque todos están de acuerdo en que el dinero no puede afectar al producto en el largo plazo. Empíricamente, Cochrane (1989), Bernanke-Mihov (1998b) verifican el Efecto Liquidez (EL), mientras que Mishkin (1982) y Cornell (1983) encuentran lo contrario. El Efecto Neutralidad del Dinero (END) es verificado entre otros por McCallum (1984) y es contradicho por Cochrane (1995), Gordon-Leeper (1994), Romer-Romer (1994) entre otros. En cuanto al Efecto precio (EP) es bien conocido el “price puzzle” hallado por Sims (1992) el cual lo contradice. Bernanke-Mihov (1998a) encuentran evidencia empírica que respalda el EL y el END.

El objetivo de este trabajo es responder a la siguiente pregunta: ¿se puede utilizar la política monetaria con objetivos de estabilización en Argentina? y adicionalmente ¿se verifican empíricamente estos tres efectos en la política monetaria de la Argentina de los últimos 45 años?

Las preguntas son interesantes por tres motivos: **a) desde un punto de vista teórico**: porque estudios de los efectos de la política monetaria realizados para otros países encuentran conclusiones opuestas, como se comentó anteriormente. **b) desde un punto de vista de escasez**: porque no hay muchos estudios realizados de este tipo para la Argentina<sup>2</sup>. **c) desde un punto de vista de política económica**: porque la comprensión de los efectos de la política monetaria es vital para su manejo.

Es precisamente este tercer punto el que muestra la importancia de las implicancias de las preguntas, ya que, si las innovaciones en la oferta monetaria son principalmente transitorias, entonces tenemos una justificación valedera para las políticas de estabilización. Pero si las innovaciones son persistentes debemos pensar en políticas estructurales como las más apropiadas.

El período bajo análisis se divide en tres: **a) 1970 a 1988**, donde la cantidad de dinero es exógena y la economía es cerrada. **b) 1991 a 2001**, donde la cantidad de dinero es endógena (periodo de la convertibilidad) y la economía es abierta. **c) 2003 a 2018**, donde se presentan similitudes con el primer período, pero usando generalmente el atraso del tipo de cambio para estabilizar la economía.<sup>3</sup>

<sup>2</sup> A excepción de Utrera (2003) y Gay (2004).

<sup>3</sup> Los años 1989-1990, se excluyeron del análisis debido a que estuvieron caracterizados por tasas de inflación (e hiperinflación) inusualmente altas. Adicionalmente, se excluye el periodo 2002-2003 caracterizado por una profunda crisis económica, social y política. El periodo 1970-1988 estuvo caracterizado por una economía muy poco integrada a los mercados internacionales, por lo que el análisis de la política monetaria en un contexto de economía cerrada parece adecuado. Durante la convertibilidad, Argentina abrió su economía y emprendió una serie de reformas que le permitieron una mayor participación en los mercados internacionales. El periodo post convertibilidad se caracteriza por una

La metodología utilizada para responder a las preguntas será la técnica de VAR con corrección de errores (VECM) aplicada a una ecuación de demanda de dinero para el primer y tercer periodo y un VAR para el segundo periodo. Esto debido a que en los periodos 70-88 y 03-15 las series son I(1) pero cointegran, mientras que las series en el periodo 91-01 son I(0) a excepción del PBI.

Este paper trata de hacer dos grandes aportes: **a)** analizar la política monetaria argentina a través de modelos micro fundamentados y **b)** establecer un modelo teórico que justifique la aplicación del VECM y del VAR.

El paper se estructura de la siguiente manera: en la sección 2 se analiza el contexto del paper, en la sección 3 se presentan los dos modelos teóricos a seguir (dependiendo del periodo analizado). La sección 4 muestra los modelos empíricos a ser estimados y los principales resultados, mientras que en la sección 5 se dan las conclusiones. En la sección 6 se presenta la bibliografía.

## **2. CONTEXTO DEL PAPER.**

Los efectos de la política monetaria sobre variables reales y nominales han sido ampliamente tratados en la literatura teórica. Hay un amplio consenso teórico en que el dinero tiene efectos sobre el nivel de precios y la tasa de interés, aunque la evidencia empírica al respecto es bastante más confusa, mostrando resultados opuestos principalmente en el corto plazo. El consenso teórico y empírico es bastante menor si analizamos los efectos reales de la política monetaria en el corto plazo, aunque todos están de acuerdo en que el dinero no puede afectar al producto en el largo plazo. Desde un punto de vista teórico dos grandes escuelas analizan el rol del dinero y de la política monetaria: a) los neoclásicos quienes no creen en los efectos reales del dinero ya que como precios y salarios son completamente flexibles, todo shock monetario se traduce en un efecto inmediato sobre los precios. b) los neokeynesianos quienes piensan que los precios y salarios no son completamente flexibles, ya que hay rigideces nominales que evitan el ajuste instantáneo.

Empíricamente la manera de medir la dirección, magnitud y duración de estos efectos es generalmente a través de la metodología VAR o VECM. El problema es, que el paso desde el modelo teórico al VAR es bastante dificultoso, es decir, es casi imposible hallar un modelo micro fundamentado que justifique el uso del VAR. Modelos más generales, del tipo IS-LM, tienen una conexión bastante más directa. Una buena enumeración de papers, quienes verifican o contrastan empíricamente los tres efectos se realizó en la introducción.

Se seleccionaron dos modelos diferentes, ambos micro fundamentados, uno para cada periodo. Para el periodo 1970-88 se sigue a Soderlind (03), mientras que para el periodo 1991-2001 se sigue a Obstfeld-Rogoff (95).<sup>4</sup>

## **3. MODELO TEÓRICO.**

### **3.1. Modelo teórico para los periodos: 1970-1988 y 2003-2015.**<sup>5</sup>

Se utiliza un modelo de economía cerrada con dotación, con dinero en la función de utilidad. El tamaño de la población, y por ende, la oferta laboral son normalizados a 1. Los individuos viven infinitamente. Hay un único bien que es perecible. Es un modelo

---

economía con mayores restricciones y con la utilización del tipo de cambio como ancla nominal de los precios.

<sup>4</sup> Los modelos seleccionados pueden ser ampliados en las siguientes direcciones: inclusión de precio de commodities para eliminar el price puzzle; agregar variables relacionadas con el flujo de capitales, diferenciales de productividad entre transables y no, reservas bancarias, prima por riesgo país etc., principalmente para el segundo periodo.

<sup>5</sup> El modelo con dinero en la función de utilidad se extrae de Soderlind (2003). Un modelo similar, pero para una economía pequeña y abierta se encuentra en Obstfeld-Rogoff (1996).

de competencia perfecta con precios flexibles, donde los individuos toman los precios nominales como dados. La oferta monetaria es exógena ya que viene determinada por la demanda de dinero de los agentes, por lo que el Banco Central (o Gobierno) no juega ningún rol en este modelo. Así la oferta monetaria es exógena. Suponemos que los agentes mantienen dinero porque los saldos reales son un argumento de la función de utilidad<sup>6</sup>.

Agente representativo.

El problema de optimización del consumidor es:

$$\max_{\{C_t, M_t, K_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u\left(C_t, \frac{M_t}{P_t}\right) \quad (1)$$

$$s. aK_{t+1} + \frac{M_t}{P_t} = (1+r)K_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + w_t - C_t - T_t \quad (2)$$

$$se\ supone\quad u_c > 0\quad y\quad u_{M/P} > 0$$

$\therefore u(C, M/P)$  estrictamente concava

$M_t$  es el stock de dinero nominal que el individuo adquiere al comienzo del período  $t$  y que mantiene hasta el final del período.  $P_t$  es el nivel de precios.  $C_t$  es el nivel de consumo durante el período  $t$ .  $r_t$  es la tasa de interés real de invertir en  $t-1$  y recibir el retorno en  $t$ .  $w_t$  es la tasa de salario real. La oferta laboral es normalizada a 1. El consumidor alquila su stock de capital ( $K_t$ ) a las firmas competitivas en cada periodo.  $T_t$  son impuestos de suma fija. Es importante aclarar que este modelo necesita de una condición de transversalidad para eliminar aquellos equilibrios sustentados en burbujas especulativas.

Las condiciones de primer orden son

$$K_{t+1}: u_c\left(C_t, \frac{M_t}{P_t}\right) = (1+r)\beta u_c\left(C_{t+1}, \frac{M_{t+1}}{P_{t+1}}\right) \quad (3)$$

$$M_t: \frac{1}{P_t} u_c\left(C_t, \frac{M_t}{P_t}\right) = \frac{1}{P_t} u_{M/P}\left(C_t, \frac{M_t}{P_t}\right) + \frac{1}{P_{t+1}} \beta u_c\left(C_{t+1}, \frac{M_{t+1}}{P_{t+1}}\right) \quad (4)$$

donde (3) es la ecuación de Euler para el consumo. En (4) tenemos que la utilidad marginal perdida por dejar de consumir una unidad hoy es igual a la utilidad marginal ganada por tener más dinero hoy más la utilidad marginal de consumir una unidad adicional mañana. Suponiendo previsión perfecta y teniendo en cuenta la ecuación de Fischer

$$1 + i_{t+1} = (1 + r_{t+1}) \frac{P_{t+1}}{P_t} \quad (5)$$

llegamos a

$$\frac{u_{M/P}\left(C_t, \frac{M_t}{P_t}\right)}{u_c\left(C_t, \frac{M_t}{P_t}\right)} = \frac{i_t}{1 + i_t} = 1 - \frac{P_t/P_{t+1}}{1 + r} \quad (6)$$

En (6) el lado izquierdo es la tasa marginal de sustitución entre consumo y saldos reales, mientras que el lado derecho es el user cost en términos de consumo de

<sup>6</sup> En realidad, el supuesto implícito es que los agentes obtienen utilidad del consumo y del ocio, pero los saldos reales entran en la función de utilidad indirectamente ya que permiten ahorrar tiempo al momento de realizar transacciones. Se supone que el ocio es una función decreciente de los saldos reales.

mantener una unidad adicional de saldos reales. Esta ecuación establece una relación entre saldos reales ( $M/P$ ), tasa de interés nominal ( $i$ ) y nivel de actividad (medido por el consumo<sup>7</sup>). A (6) puede considerársela como la ecuación LM que se encuentra en los modelos tradicionales de demanda de dinero

$$M_t = f(P_t, i_t, Y_t) \quad (7)$$

Dado esto, uno podría pensar que la cantidad de dinero es una función lineal del resto de las variables, por lo que la estimación mediante un VAR es una buena aproximación. Suponiendo una función de utilidad Cobb Douglas con aversión relativa al riesgo constante como la siguiente

$$u\left(C_t, \frac{M_t}{P_t}\right) = \frac{1}{1-\gamma} \left[ C_t^\alpha \left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-\alpha} \right]^{1-\gamma} \quad (8)$$

se llega a que (6) es

$$\frac{M_t}{P_t} = C_t \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right) \left(\frac{1+i_t}{i_t}\right) \quad (6')$$

donde en (6') la demanda de saldos reales es decreciente en  $i_t$  y creciente en  $C_t$ .

Tomando log y realizando una expansión de Taylor de primer orden del  $\log((1+i_t)/i_t)$  en torno de  $i_{ss}$

$$\log M_t = \alpha + \log P_t + \log C_t - \frac{1}{i_{ss}(1+i_{ss})} i_t \quad (9)$$

Usando al PBI ( $Y_t$ ) como indicador del nivel de actividad, la ecuación (9) puede ser expresada en términos generales como

$$\log M_t = \alpha + \beta_1 \log Y_t + \beta_2 \log P_t + \beta_3 i_t \quad (10)$$

$$\text{con } \beta_3 = -\frac{1}{i_{ss}(1+i_{ss})}$$

(10) es la ecuación empírica a ser estimada.

### Banco Central.

En el agregado, la oferta monetaria nominal es exógena y la trayectoria del nivel de precios se ajusta para igualar oferta y demanda de dinero. La restricción presupuestaria del Gobierno (Banco Central) teniendo en cuenta que el presupuesto está siempre equilibrado es

$$G_t = T_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \quad (11)$$

$G_t$  es el gasto público. El segundo término de la derecha son los ingresos del Banco Central por señoreaje. Se puede suponer que el gasto público es 0 y así el Banco Central, lo único que hace es realizar transferencias por el monto de los ingresos percibidos por el señoreaje.

$$-T_t = \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \quad (12)$$

<sup>7</sup> En el modelo empírico se mide el nivel de actividad mediante el PBI. Para los datos de Argentina el consumo es una proporción constante del PBI en torno al 70 %, por lo que resultaría indistinto utilizar consumo o PBI como indicador del nivel de actividad.

Las ventajas de este modelo son: a) a pesar de ser sencillo representa bastante bien la estructura subyacente en la economía argentina durante este periodo. b) nos permite encontrar una demanda de dinero consistente con el modelo IS-LM pero micro fundamentada. Esta demanda puede ser testeada empíricamente con relativa facilidad. c) captura el rol del dinero como medio de cambio y reserva de valor.

Dentro de las limitaciones se destacan: a) es un modelo de precios flexibles por lo que no puede capturar los efectos reales de shocks en la oferta monetaria. Introduciendo alguna rigidez nominal se podrían generar efectos reales. b) la dinámica de corto plazo y los mecanismos de transmisión monetaria no están del todo bien definidos. Esto por la misma razón de estar en un contexto de precios completamente flexibles.

Dado que a los agentes les interesa mantener una cantidad real de dinero, las implicancias empíricas del modelo son: a) la demanda nominal de dinero ( $M_t$ ) debería ser proporcional al nivel de precios ( $P_t$ ), por lo que  $\beta_2=1$ . b) la demanda de dinero aumenta a medida que se incrementa el ingreso real ( $Y_t$ ), por lo que  $\beta_1>0$ . c) la demanda nominal de dinero aumenta cuando disminuyen las tasas de interés ( $i_t$ ), ya que esta última constituye el costo de oportunidad de mantener saldos monetarios, por lo que  $\beta_3<0$ .

El modelo teórico establece implicancias empíricas de largo plazo entre las variables involucradas, pero no dice nada acerca de la dinámica de corto plazo. Esto última tratará de ser captado a través del modelo empírico<sup>8</sup>.

### **3.2. Modelo teórico para el período 1991-2001.**<sup>9</sup>

El mundo está habitado por un continuo de individuos que son consumidores-productores monopolísticos, indexados por  $z \in [0, 1]$ , cada uno de los cuales produce un único bien diferenciado, indexado por  $z$ . Los individuos viven infinitamente. Es una economía abierta por lo que hay dos países, el doméstico y el extranjero, donde  $[0, n]$  productores viven en el país doméstico y  $(n, 1]$  viven en el extranjero. No hay capital ni inversión, pero no podemos decir que es una economía de dotación ya que la oferta de trabajo es elástica. Así el producto del bien  $z$  en el periodo  $t$ ,  $y_t(z)$  es endógeno y depende del ingreso marginal de la mayor producción, de la desutilidad del esfuerzo y de la utilidad marginal del consumo.

#### Preferencias y restricción presupuestaria.

Todos los individuos tienen idénticas preferencias sobre un índice (compuesto) de consumo, saldos monetarios reales y del esfuerzo realizado en la producción. También todos tienen la misma restricción presupuestaria, por lo que podemos analizar el problema de optimización del individuo representativo designado por el índice  $j \in [0, 1]$ . La función de utilidad intertemporal del agente  $j$  (en el país doméstico) es:

$$U_t^j = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \log C_t^j + \chi \log \frac{M_t^j}{P_t} - \frac{\kappa}{2} y_t(j)^2 \right] \quad (13)$$

Donde  $C$  es un índice de consumo real<sup>10</sup>, siendo

<sup>8</sup> El modelo teórico podría captar la dinámica de corto plazo introduciendo alguna rigidez nominal en precios.

<sup>9</sup> Este modelo teórico se sigue de Obstfeld-Rogoff (1995) y de Gay (2004). Una versión similar, pero para una economía cerrada puede encontrarse en Woodford (1996).

<sup>10</sup> Algunos autores establecen que este compuesto es un promedio ponderado de consumo de bienes transables y no transables. Woodford (1996) introduce como argumento de la función de utilidad a un índice de consumo de bienes públicos, los cuales se suponen sustitutos perfectos del consumo de bienes privados.

$$C_t^j = \left[ \int_0^1 c_t^j(z)^{\theta-1/\theta} dz \right]^{\theta/\theta-1} \quad (14)$$

donde  $c_t^j(z)$  es el consumo del  $j$  ésimo individuo del bien  $z$  en el periodo  $t$ .  $\theta > 1$  es la elasticidad de sustitución constante entre bienes alternativos, o equivalentemente, la elasticidad precio de la demanda que enfrenta cada monopolista.  $M_t^j$  son los saldos monetarios nominales del individuo  $j$  al final del periodo  $t$ .  $P_t$  es el índice de precio de los bienes en  $t$ , definido por

$$P_t = \left[ \int_0^1 p_t(z)^{1-\theta} dz \right]^{1/1-\theta} \quad (15)$$

donde  $p_t(z)$  es el precio del bien  $z$  en el periodo  $t$ . Este índice tiene como propiedad, que el mínimo gasto requerido para comprar bienes del compuesto de consumo está dado por  $P_t C_t^j$ .

El último término de (13) representa la desutilidad de tener que producir más producto.

La función de utilidad del individuo extranjero es análoga a (13), pero el índice de precios en moneda extranjera está representado por:

$$P_t^* = \left[ \int_0^1 p_t^*(z)^{1-\theta} dz \right]^{1/1-\theta} \quad (16)$$

Suponemos que la ley de un solo precio se cumple para cada bien individual. Sea  $\epsilon$  el tipo de cambio nominal, entonces como  $p(z)$  es el precio del bien  $z$  en moneda local y  $p^*(z)$  es el precio en moneda extranjera del mismo bien tenemos  $p(z) = \epsilon p^*(z)$ . Esto nos asegura la paridad del poder de compra (PPP)  $P = \epsilon P^*$ . La PPP se cumple debido a que las preferencias son idénticas a través de los países y a que se cumple la ley de un solo precio.

La restricción presupuestaria (en términos nominales) del periodo  $t$  para el agente  $j$  está dada por

$$P_t B_{t+1}^j + M_t^j = P_t(1+r_t)B_t^j + M_{t-1}^j + p_t(j)y_t(j) - P_t C_t^j - P_t \tau_t \quad (17)$$

donde  $B_t^j$  representa la tenencia de un bono libre de riesgo internacional por parte de  $j$  en el periodo  $t$ .  $r_t$  es la tasa de interés real del bono entre  $t-1$  y  $t$ .  $y_t(j)$  es el producto del bien  $j$  y  $p_t(j)$  es su precio en moneda local. Dado que hay diferenciación de producto  $p_t(j)$  no necesariamente es el mismo para todo  $j$ .  $\tau_t$  son impuestos de suma fija.

### Banco Central.

Al igual que para el modelo teórico anterior, suponemos que no hay gasto público y que el presupuesto del Banco Central está siempre equilibrado. Dado esto la restricción presupuestaria del Banco Central es igual a (12).

### Demandas.

Las demandas del bien  $z$  por parte de  $j$  para el individuo local y extranjero son las siguientes:

$$c^j(z) = \left[ \frac{p(z)}{P} \right]^{-\theta} C^j \quad (18)$$

$$c^{*j}(z) = \left[ \frac{p^*(z)}{P^*} \right]^{-\theta} C^{*j} \quad (19)$$

Integrando la demanda de  $z$  a través de todos los agentes obtenemos la demanda mundial total del bien  $z$

$$y^d(z) = \left[ \frac{p(z)}{P} \right]^{-\theta} C^w \quad (20)$$

$$\text{con } C^w = nC + (1-n)C^* \quad (21)$$

donde  $C^w$  es el consumo mundial.

Problema de optimización del agente representativo.

$$\begin{aligned} \max_{\{y_t(j), M_t^j, K_t^j\}_{t=0}^{\infty}} U_t^j = & \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\log[(1+r_t)B_t^j + \frac{M_{t-1}^j}{P_t} + \\ & + y_t(j)^{\theta-1/\theta} (C_t^w)^{1/\theta} - \tau_t - B_{t-1}^j - \frac{M_t^j}{P_t}] + \\ & + \chi \log \frac{M_t^j}{P_t} - \frac{\kappa}{2} y_t(j)^2) \quad (22) \end{aligned}$$

Tomamos  $C^w$  como dado, obtenemos las condiciones de primer orden

$$B_{t+1}^j: C_{t+1} = \beta(1+r_{t+1})C_t \quad (23)$$

$$M_t^j: \frac{M_t}{P_t} = \chi C_t \left( \frac{1+i_{t+1}}{i_{t+1}} \right) \quad (24)$$

$$y_t(j): y_t^{\frac{\theta+1}{\theta}} = \left( \frac{\theta-1}{\theta\kappa} \right) (C_t^w)^{\frac{1}{\theta}} \frac{1}{C_t} \quad (25)$$

donde  $i_{t+1}$  es la tasa de interés nominal de los préstamos en moneda local entre  $t$  y  $t+1$ , definida por

$$1+i_{t+1} = \frac{P_{t+1}}{P_t} (1+r_{t+1}) \quad (26)$$

(23) es la ecuación de Euler para el consumo en el caso de que la elasticidad intertemporal de sustitución sea igual a 1. (24), al igual que en el modelo anterior, es la demanda de saldos reales la cual es decreciente en  $i_t$  y creciente en  $C_t$ . (proxy del nivel de actividad). La principal diferencia radica en el hecho de que  $C_t$  es un índice compuesto de consumo. (25) representa el trade off entre trabajo y ocio. Para nuestro análisis la ecuación relevante es (24) que es una demanda de dinero. Adicionalmente, para lograr el equilibrio es necesario imponer una condición de transversalidad.

En el agregado la oferta monetaria nominal debe ser igual a la demanda monetaria nominal doméstica en cada país y los activos externos netos globales deben ser iguales a 0 por lo que:

$$nB_{t+1} + (1-n)B_{t+1}^* = 0 \quad (27)$$

Dada estas condiciones de vaciado del mercado monetario y de bonos, se pueden derivar las condiciones de vaciado de mercado para el caso de los bienes, la cual es

$$C_t^w \equiv nC_t + (1-n)C_t^* = n \frac{P_t(h)}{P_t} y_t(h) + (1-n) \frac{P_t^*(f)}{P_t^*} y_t^*(f) \equiv Y_t^w \quad (28)$$

donde  $y(h)$  es el producto local del bien representativo y  $p(h)$  su precio. Análogamente  $y^*(f)$  y  $p^*(h)$  son producto y precio para el bien externo representativo. (28) expresa que el consumo real mundial es igual al ingreso real mundial.

Si tomamos a las variables exógenas como constantes, en el estado estacionario el producto y el consumo serán constantes por lo que de (23) tenemos

$$\bar{r} = \delta \equiv \frac{1-\beta}{\beta} \quad (29)$$

siendo  $\delta$  la tasa de preferencia temporal.

Linealizando el sistema y tomando log se puede demostrar que para el mercado monetario doméstico y extranjero se llega a:

$$\log M_t - \log P_t = \log C_t - \frac{r_{t+1}}{1+\delta} - \frac{\log P_{t+1} - \log P_t}{\delta} \quad (30)$$

$$\log M_t^* - \log P_t^* = \log C_t^* - \frac{r_{t+1}}{1+\delta} - \frac{\log P_{t+1}^* - \log P_t^*}{\delta} \quad (31)$$

Restando (31) de (30) y aplicando la PPP se llega a:

$$\log M_t - \log M_t^* - \log \varepsilon_t = \log C_t - \log C_t^* - \frac{1}{\delta} (\log \varepsilon_{t+1} - \log \varepsilon_t) \quad (32)$$

De (30) podemos obtener:

$$\log M_t = \alpha + \beta_1 \log Y_t + \beta_2 \log P_t + \beta_3 r_{t+1} + \beta_4 \Delta \log P_{t+1} \quad (33)$$

(33) es la contrapartida empírica de (24). donde la demanda nominal de dinero depende del ingreso ( $Y$ )<sup>11</sup>, del nivel de precios ( $P$ ), de la tasa de interés real ( $r$ ) y de la tasa de inflación esperada ( $\Delta P_{t+1}$ ).

Las ventajas de este modelo son similares al anterior: a) representa bien el contexto de una economía pequeña y abierta. b) nos permite encontrar una demanda de dinero micro fundamentada, la cuál puede ser testeada con relativa facilidad. c) la dinámica de corto plazo y los mecanismos de transmisión monetaria pueden analizarse suponiendo que los precios se predeterminan con un periodo por adelantado. Dentro de las limitaciones se destacan: a) la oferta monetaria es exógena, lo que no es una buena representación de la época de la convertibilidad. b) para la linealización del modelo se suponen precios flexibles por lo que no puede capturar los efectos reales

<sup>11</sup> Al igual que en el modelo anterior estamos suponiendo que el ingreso medido por el PBI es una buena proxy del índice compuesto de consumo.

de shocks en la oferta monetaria. Introduciendo alguna rigidez nominal se podrían generar efectos reales.

Las implicancias empíricas del modelo son las mismas que el anterior, es decir,  $\beta_1 > 0$ ,  $\beta_2 = 1$ ,  $\beta_3 < 0$ . Adicionalmente, mientras mayor sea la tasa de inflación esperada, mayor es la pérdida del poder adquisitivo del dinero, por lo que la gente deseará demandar menos dinero, entonces  $\beta_4 < 0$ .

#### **4. MODELO ECONOMÉTRICO, ESTIMACIÓN Y RESULTADOS.**

La decisión para dividir la muestra se debe a razones económicas y estadísticas. La dinámica de las series económicas a analizar cambia sustancialmente entre los diferentes periodos. Esto se aprecia en el orden de integración de las series. Se realizan estimaciones para tres grandes muestras, las cuales representan a dos modelos económicos completamente diferentes:

1970 a 1988: período de poca apertura externa (economía cerrada), de altas tasas de inflación, tipos de cambio relativamente flexibles y crecimiento en el stock monetario. No solamente las tasas de crecimiento de los precios y el dinero eran altas, sino que también lo eran sus varianzas.

1991 a 2001: período de la convertibilidad, donde el tipo de cambio es fijo, hay bajas tasas de inflación y hay una mayor apertura externa.

2003 a 2015: período de altas tasas de inflación y crecimiento en el stock monetario, similar al primer período.

##### **4.1) Período 1970-1988.**

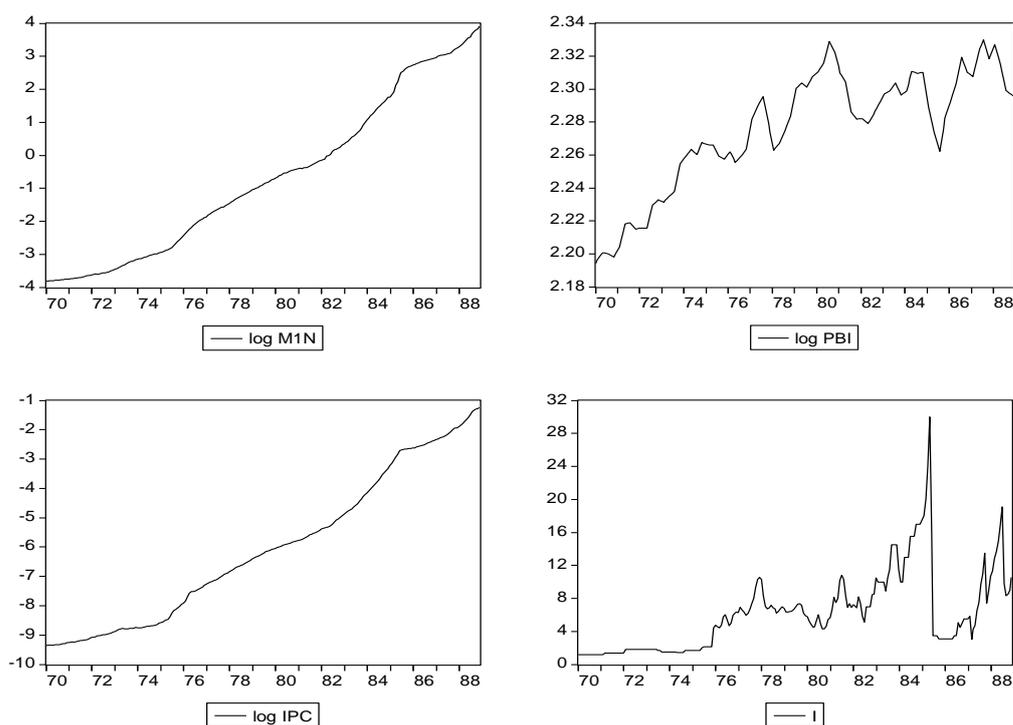
La contraparte empírica del modelo teórico es la ecuación (10), que es la demanda de dinero a ser estimada. Para su estimación se utilizan las siguientes series: a) M1N: es el log de la oferta monetaria nominal, representado por el agregado monetario M1. b) PBI: es el log del producto interno bruto a precios de 1993. c) IPC: es el log del índice de precios al consumidor, base 1999. d) i: es la tasa de interés pasiva efectiva mensual<sup>12</sup>.

La evolución de las series utilizadas para el período 1970-1988 se muestra a continuación.

---

<sup>12</sup> La fuente de las series son el Banco Central de la República Argentina, el Ministerio de Economía, el Indec y el Banco Central respectivamente.

**Gráfico 1: Evolución de principales variables.**



Fuente: Elaboración Propia en base a fuentes estadísticas mencionadas

**a. Análisis de existencia de raíz unitaria.**

Para determinar la estacionariedad de las series se utilizó el test ADF (Augmented Dickey-Fuller). La tabla 1 presenta los resultados.

**Tabla 1: Resultados de tests ADF**

Serie	en	regresión	ADF calculado	ADF 1 %	Ord Integ
M1N	1ª dif	ord	-4.393	-3.459	I(1)
PBI	1ª dif	Ninguna	-4.918	-2.575	I(1)
IPC	niv	Ninguna	-3.013	-2.575	I(0)
	1ª dif	Ord y tend	-6.043	-3.999	I(1)
i	1ª dif	ninguna	-12.121	-2.575	I(1)

Fuente: Elaboración Propia en base a fuentes estadísticas mencionadas

La serie M1N, tiene raíz unitaria, por lo que es I(1). Esta serie es estacionaria en diferencia con constante y sin tendencia. La serie PBI presenta raíz unitaria, es I(1). Serie estacionaria en diferencia sin constante y sin tendencia. La serie IPC tiene raíz unitaria, por lo que es I(1). Esta serie es estacionaria en diferencia con constante y con tendencia<sup>13</sup>. La serie i, tiene raíz unitaria, por lo que es I(1). Serie estacionaria en diferencia sin constante y sin tendencia.

<sup>13</sup> Obsérvese que esta serie podría ser considerada como una I(0) sin constante y sin tendencia. Probablemente la selección automática de la cantidad de rezagos del criterio de Schwartz (1 rezago) está

### b. Vectores de cointegración: Metodología de Engle y Granger.

Como las cuatro variables son I(1), necesitamos testear la existencia o no de vector/es de cointegración. Para ello utilizamos la metodología de Engle-Granger. Se estima la demanda de dinero de los agentes en una ecuación de largo plazo de la siguiente forma:

$$M1N_t = \beta_0 + \beta_1 PIB_t + \beta_2 IPC + \beta_3 i_t + e_t \quad (10)$$

Esto porque según la teoría económica, los individuos desean mantener una cantidad real de dinero, por lo que la demanda nominal de dinero (M1N) debería ser proporcional al nivel de precios (IPC). Al mismo tiempo, la demanda de dinero aumenta a medida que se incrementa el ingreso real (PBI) y cuando disminuyen las tasas de interés, ya que esta última constituye el costo de oportunidad de mantener saldos monetarios. Por lo que se espera generalmente que  $\beta_1 > 0$ ,  $\beta_2 = 1$  y  $\beta_3 < 0$ .

La existencia de cointegración entre las variables dependerá si el residuo de la ecuación (10) es estacionario. Si el residuo no es estacionario, entonces no existe ningún vector de cointegración entre las variables I(1). La estimación de la demanda de dinero para el periodo 1970-1988 es:

$$M1N_t = 3.43 + 0.79 PIB_t + 0.96 IPC_t - 0.016 i_t + u_t$$

*Testt:* (8.39) (360.3) (4.54) (-15.8)

Los coeficientes resultaron ser significativos y con el signo esperado. El residuo de dicha ecuación resulta ser estacionario sin tendencia y sin constante, siendo el estadístico ADF igual a -3.1222, mientras que los valores críticos son -2.5753 al 1%, -1.9422 al 5% y -1.6157 al 10%. Esto está indicando que existe al menos un vector de cointegración entre las diferentes variables.

### c) Metodología de Johansen.

Este test nos permite determinar si hay o no vectores de cointegración y en caso de que existan, determinar cuántos. Para estimar la ecuación (34)

$$\Delta y_t = \mu + \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \pi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (34)$$

$$\text{con } y_t = (M1N_t, PBI_t, IPC_t, i_t)'$$

se procederá a utilizar la metodología de Johansen, la cual consiste en estimar la matriz  $\pi = \alpha \beta'$  y sus raíces características, testeando el número de raíces características diferentes de 0 (número de vectores de cointegración). Los estadísticos utilizados son:

$$\lambda_{traza}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \lambda_i^*) \quad (35)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \log(1 - \lambda_{r+1}^*) \quad (36)$$

donde  $\lambda_i^*$  son los valores estimados de las raíces características de la matriz estimada  $\pi$  (ordenadas de mayor a menor) y T es el número de observaciones. El estadístico de traza sirve para testear la  $H_0$  que el número de raíces características distintas de 0 es igual o menor que r, siendo  $H_1$  que dicho número es mayor a r, y es mayor cuanto más alejadas de 0 se encuentren las raíces características estimadas. El estadístico de

---

distorsionando los resultados, ya que al incluir 2 o más rezagos no puede rechazarse la hipótesis nula, lo cual indica que la serie sería I(1).

máximo eigenvalue sirve para testear la  $H_0$  que el número de raíces características distintas de 0 es  $r$ , frente a la  $H_1$  que dicho número es  $r+1$ , y es mayor cuanto mayor sea el valor de  $\lambda_{r+1}^*$ .

En la tabla 2 se presentan los resultados del test de Johansen. Se utilizan 8 rezagos de acuerdo al test de exclusión de rezagos de Wald, los cuales se presentan en la tabla 3.

**Tabla 2: Test de Johansen.**

Nº ec cointeg	raíz caract	Estadístico $\lambda$ traza	val crít 1%	signif
$H_0:r=0$	0.1605	110.779	60.16	***
$H_0:r=1$	0.1500	72.6172	41.07	***
$H_0:r=2$	0.1268	37.1639	24.60	***
$H_0:r=3$	0.0342	7.59459	12.97	
	raíz carac	Estadístico $\lambda$ max	val crít 1%	signif
$H_0:r=0$	0.1605	38.1623	33.24	***
$H_0:r=1$	0.1500	35.4533	26.81	***
$H_0:r=2$	0.1268	29.5693	20.20	***
$H_0:r=3$	0.0342	7.59459	12.97	

Fuente: Elaboración Propia en base a fuentes estadísticas mencionadas

El test de traza indica que hay 3 vectores de cointegración al nivel de 1%. Mientras que el test de máximo eigenvalue indica que hay tres vectores de cointegración al nivel de 1%. Entonces se acepta la hipótesis de existencia de 3 vectores de cointegración.

**Tabla 3: Test de Wald de exclusión de rezagos.**

rezago	1	2	3	4	5
valor p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
rezago	6	7	8	9	
valor p	0.002	0.002	0.00	0.061	

Fuente: Elaboración Propia en base a fuentes estadísticas mencionadas

La tabla 3 contiene los resultados de utilizar el test de Wald para testear la  $H_0$  que los coeficientes de los distintos rezagos son nulos. La  $H_0$  puede ser rechazada en los 8 primeros rezagos a un nivel de significancia del 5%. Esto nos estaría indicando que la cantidad de rezagos óptima es de 8.

Los resultados de la estimación de (34) con  $k=8$  (rezagos) y  $r=3$  (vectores de cointegración) se exponen en la tabla 4.

**Tabla 4: Vectores de cointegración y coeficientes de ajuste estimados<sup>14</sup>.**

Vector de cointegración		M1N	PBI	IPC	i
VC N° 1	coeficiente	1	0	0	-0.9699**
	estadístico t	-	-	-	-5.27
Coef ajuste VC N° 1	coeficiente	-0.681**	0.008	-0.050	-57.923**
	estadístico t	-3.639	0.470	-0.290	-3.905
VC N° 2	coeficiente	0	1	0	-0.009**
	estadístico t	-	-	-	-4.89
Coef ajuste VC N° 2	coeficiente	-0.851	-0.310**	0.767	222.845**
	estadístico t	-1.171	-4.182	1.128	3.869
VC N° 3	coeficiente	0	0	1	-1.013**
	estadístico t	-	-	-	-5.33
Coef ajuste VC N° 3	coeficiente	0.656**	-0.004	0.033	54.951**
	estadístico t	3.655	-0.267	0.201	3.860

Fuente: Elaboración Propia en base a fuentes estadísticas mencionadas

Según los parámetros estimados del vector de cointegración, se aprecia una inconsistencia con la teoría. Esto porque la demanda por dinero varía positivamente con la tasa de interés, siendo en los tres vectores de cointegración el parámetro significativo.

Para analizar la dinámica de corto plazo, analizamos los coeficientes de ajuste estimados (los elementos de la matriz  $\alpha$ ).

En el primer vector de cointegración resultan significativos los correspondientes a las variables M1N e i, con signos negativos en ambos casos. Esto significa que cuando la cantidad de dinero es mayor que la correspondiente a la relación de largo plazo (exceso de oferta monetaria), la cantidad de dinero disminuye y la tasa de interés también. Ambos efectos tienden a reducir el desequilibrio en el mercado monetario. El primer efecto es lógico, si hay un exceso de oferta monetaria reduciendo la cantidad de dinero se corrige el desequilibrio. El segundo efecto también es lógico, a medida que disminuye la tasa de interés en respuesta al exceso de oferta, la demanda aumenta, disminuyendo el exceso de oferta. El coeficiente de ajuste de la variable M1N es menor que 1 en valor absoluto, lo cual implica que el sistema es estable.

En el segundo vector de cointegración, los coeficientes de ajuste estimados para PBI e i, resultan ser significativos, con signos negativos y positivos respectivamente. Esto significa que cuando tenemos un exceso de oferta monetaria (cantidad de dinero corriente mayor que la de largo plazo), el PIB disminuye y la tasa de interés aumenta. El primer efecto reduce el desequilibrio del mercado monetario mientras que el segundo tiende a aumentarlo.

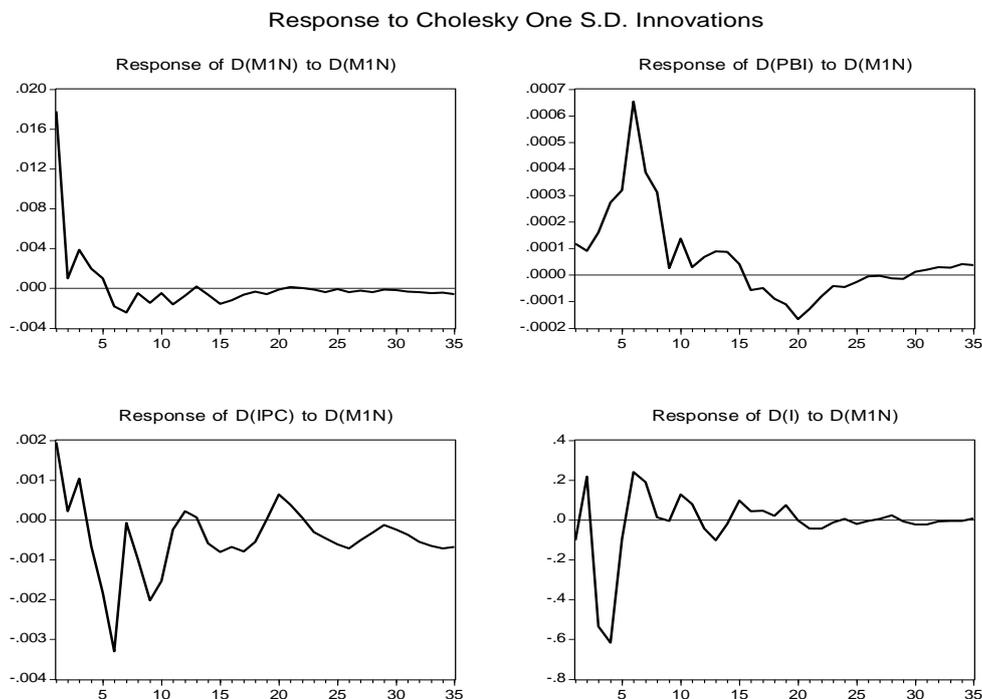
En el tercer vector de cointegración, los coeficientes de ajuste estimados para M1N e i son significativos, ambos con signos positivos. Cuando hay un exceso de oferta monetaria M1N e i aumentan aumentando el desequilibrio en el mercado monetario.

<sup>14</sup> \*\* significativos al 1 %

#### d. Funciones impulso respuesta.

En el gráfico 2 se presentan las funciones de impulso respuesta para cada una de las cuatro variables del modelo ante un shock positivo en M1N, es decir una expansión monetaria.

**Gráfico 2: Funciones de impulso respuesta ante shock monetario.**



Fuente: Elaboración Propia en base a fuentes estadísticas mencionadas

En el periodo 1970-1988, una expansión monetaria produce los siguientes efectos:

- El shock sobre la cantidad de dinero desaparece a partir del mes 20.
- Lleva a un aumento inicial en el PBI (efecto real en el corto plazo), pero luego a partir del séptimo mes este se reduce. El shock desaparece a partir del mes 26, lo cual indicaría que la cantidad de dinero no tiene efectos reales en el mediano y largo plazo.
- Inicialmente hay una reducción en el IPC, reflejando la aparición del price puzzle, pero a partir del mes 6 el IPC comienza a aumentar estabilizándose a partir del mes 34.<sup>15</sup>
- La tasa de interés presenta un comportamiento cíclico, estabilizándose a partir del mes 20 aproximadamente. Pero mirando con más detenimiento el gráfico, se observa que entre el segundo y cuarto mes esta se reduce, por lo que podríamos decir que se verifica el efecto liquidez en el corto plazo.

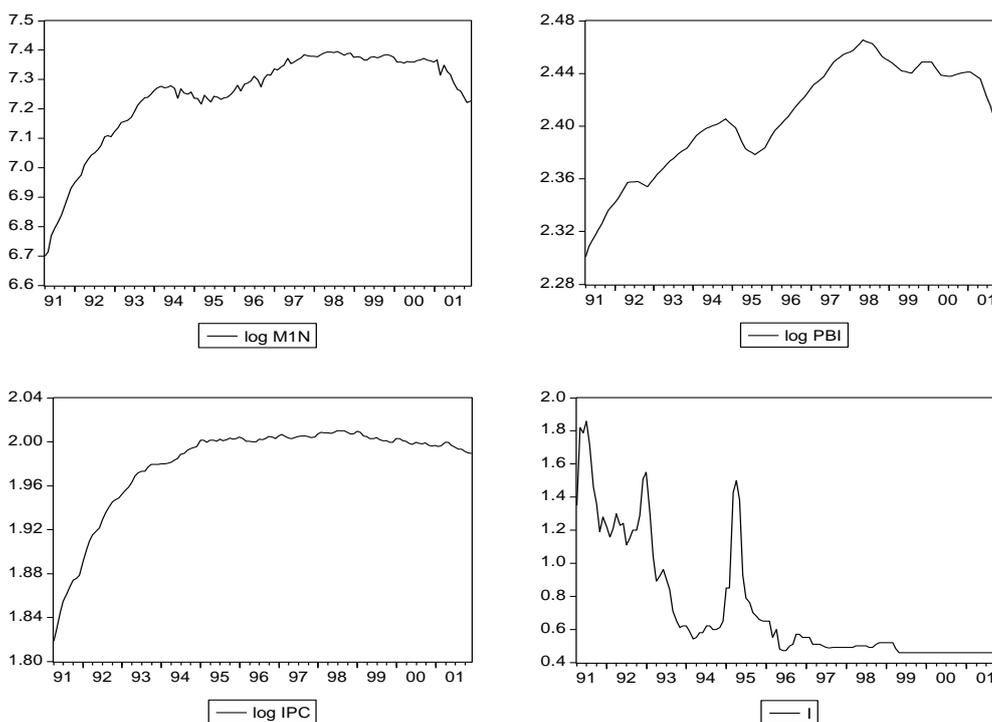
<sup>15</sup> Este modelo no logra reflejar el efecto precio, ya que una expansión monetaria no se traduce en un aumento de los precios. Este fenómeno debería ser algo común para el periodo de tiempo que estamos analizando. La falla en este aspecto, quizás se debe a la omisión de alguna variable relevante. Lo usual para eliminar el price puzzle, es introducir como variable adicional el precio de algún commodity relevante. Pero no hay un buen justificativo teórico para hacerlo en el caso de Argentina. Sería completamente erróneo pensar que el Banco Central de la República Argentina durante los 70 y los 80 anticipaba presiones inflacionarias y actuaba en consecuencia. En el caso de los Estados Unidos la FED tiene en cuenta variables como el precio de los commodities para anticipar presiones inflacionarias, a las que reacciona con políticas monetarias contractivas. Si no se incluyen en el modelo este tipo de variables, lo que se observa es que antes que suban los precios, la FED aplica políticas contractivas, con lo cual las funciones de impulso respuesta estimadas indican una relación negativa entre shocks monetarios y precios, aunque esto no indique causalidad de dinero a precios.

Es importante remarcar que la forma de las funciones de impulso respuesta se mantiene independientemente del ordenamiento de los shocks a través de la matriz de Choleski.

#### **4.2) Periodo 1991-2001.**

La evolución de las series utilizadas para el período 1991-2001 se muestra a continuación.

**Gráfico 3: Evolución de principales variables.**



Fuente: Elaboración Propia en base a fuentes estadísticas mencionadas

#### **a. Análisis de existencia de raíz unitaria.**

Siguiendo el mismo procedimiento que para el periodo anterior se analiza la estacionariedad de las series con el test ADF. La tabla 5 presenta los resultados para las diferentes series.

**Tabla 5: Resultados de tests ADF.**

Serie	en	reg	ADF calculado	ADF 1 %	Ord Integ
M1N	niv	ord.	-7.141	-3.482	I(0)
PBI	1 <sup>a</sup> dif	ninguna	-2.669	-2.583	I(1)
IPC	niv	ord. y tend.	-6.354	-4.033	I(0)
i	niv	ord. y tend.	-4.163	-4.031	I(0)

Fuente: Elaboración Propia en base a fuentes estadísticas mencionadas

Las series M1N, IPC e i son estacionarias, mientras que PBI es no estacionaria. Debido a esto el modelo para estimar la demanda de dinero será un VAR.

b. Test de rezagos óptimos.

En la tabla 6 se determina que el número de rezagos óptimos según el criterio de Hannan Quinn es de 2.

**Tabla 6: Test de Hannan Quinn.**

<b>rezago</b>	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>
<b>Test HQ</b>	-	-	-	-28.2	-28.0
	17.9	28.2	28.3		
<b>rezago</b>	<b>5</b>	<b>6</b>	<b>7</b>	<b>8</b>	<b>9</b>
<b>Test HQ</b>	-	-	-	-27.4	-27.3
	27.9	27.7	27.6		

Fuente: Elaboración Propia en base a fuentes estadísticas mencionadas

c Test de causalidad de Granger.

En la tabla 7 se presenta el test de causalidad de Granger.

**Tabla 7: Test de causalidad de Granger.**

regresor	variable dependiente			
	M1N	d(PBI)	IPC	i
M1N	-	0.77	0.28	<b>0.05</b>
d(PBI)	<b>0.00</b>	-	<b>0.04</b>	0.70
IPC	0.36	0.79	-	0.42
i	0.23	0.59	0.53	-

Fuente: Elaboración Propia en base a fuentes estadísticas mencionadas

La tabla nos dice que los rezagos de la cantidad de dinero (M1N(-1), M1N(-2)) ayudan a pronosticar únicamente la tasa de interés durante este periodo, con un nivel de significancia del 5 %. Esto es una contradicción con la realidad ya que durante la convertibilidad la cantidad de dinero debería ajustarse endógenamente y por lo tanto no debería agregar ningún poder explicativo en las ecuaciones de las otras variables. Este fenómeno puede deberse a la omisión de alguna variable relevante. También se aprecia que los rezagos de d(PBI) ayudan a pronosticar a la cantidad de dinero y al índice de precios. Mientras que los rezagos del IPC y de i no ayudan a pronosticar nada.

d. Descomposición de varianza.

En la tabla 8 presentamos el análisis de descomposición de varianza. Se aprecia que, un shock en la cantidad de dinero M1N, sobre las variables M1N, d(PBI), IPC e i, explican 48%, 44%, 0.3% y 6.7%, respectivamente, de la varianza de sus pronósticos 12 meses hacia adelante. En el caso de d(PBI) estos porcentajes son muchos mas modestos, siendo los shocks mas relevantes los del mismo d(PBI). En el caso de un shock en IPC, con un horizonte de pronóstico de 12 meses, los porcentajes de la varianza son del 0.22, 11.9, 84 y 3.71. Los porcentajes para el mismo horizonte de pronóstico ante un shock en i son 11, 14, 4 y 70.

Analizando la tabla podemos concluir que d(PBI), IPC e i son bastantes exógenas mientras que M1N sería endógena. Tomando un horizonte de pronóstico de 12 meses, vemos que en el caso de d(PBI) los shocks propios explican el 92% de la varianza, en el caso de IPC un 84% y en el caso de i un 70%. El caso de M1N es distinto y puede

ser considerada como endógena ya que los shocks propios explican el 48 % de la varianza, pero un 44 % para d(PBI).

**Tabla 8: Análisis descomposición de varianza.**

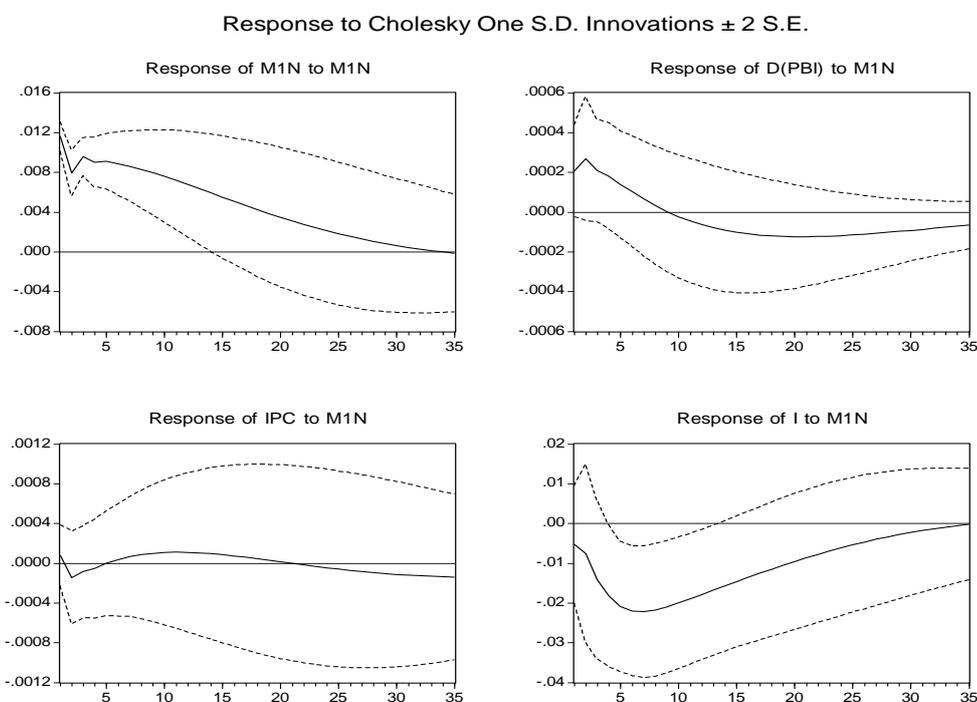
<b>Descomposición de varianza de M1N</b>					
		Descomposición de varianza (puntos porcentuales)			
Hor. pronóst.	S. E.	M1N	d(PBI)	IPC	i
1	0.011	100	0	0	0
4	0.021	83	13	0.9	2.3
8	0.033	61	32	0.4	5.1
12	0.042	48	44	0.3	6.7
<b>Descomposición de varianza de d(PBI)</b>					
		Descomposición de varianza (puntos porcentuales)			
Hor. pronóst	S. E.	M1N	d(PBI)	IPC	i
1	0.001	2.5	97	0	0
4	0.002	3.5	95	0.06	1.2
8	0.002	2.9	93	0.6	3.2
12	0.002	2.7	92	1.2	3.6
<b>Descomposición de varianza de IPC</b>					
		Descomposición de varianza (puntos porcentuales)			
Hor. pronóst	S. E.	M1N	d(PBI)	IPC	i
1	0.001	0.21	1.96	97	0
4	0.003	0.25	1.42	97	0.74
8	0.005	0.0.17	6.12	91	2.44
12	0.006	0.22	11.9	84	3.71
<b>Descomposición de varianza de i</b>					
		Descomposición de varianza (puntos porcentuales)			
Hor. pronóst	S. E.	M1N	d(PBI)	IPC	i
1	0.08	0.4	3.4	0.56	95
4	0.16	2.32	4.9	3.5	89
8	0.17	8	9.3	4.3	78
12	0.18	11.1	14.3	3.9	70

Fuente: Elaboración Propia en base a fuentes estadísticas mencionadas

e. Funciones de impulso respuesta.

En el gráfico 4 se presentan las funciones de impulso respuesta para cada una de las cuatro variables, ante un shock positivo en M1N, es decir una expansión monetaria.

**Gráfico 4: Funciones de impulso respuesta ante shock monetario.**



Fuente: Elaboración Propia en base a fuentes estadísticas mencionadas

Se aprecia que:

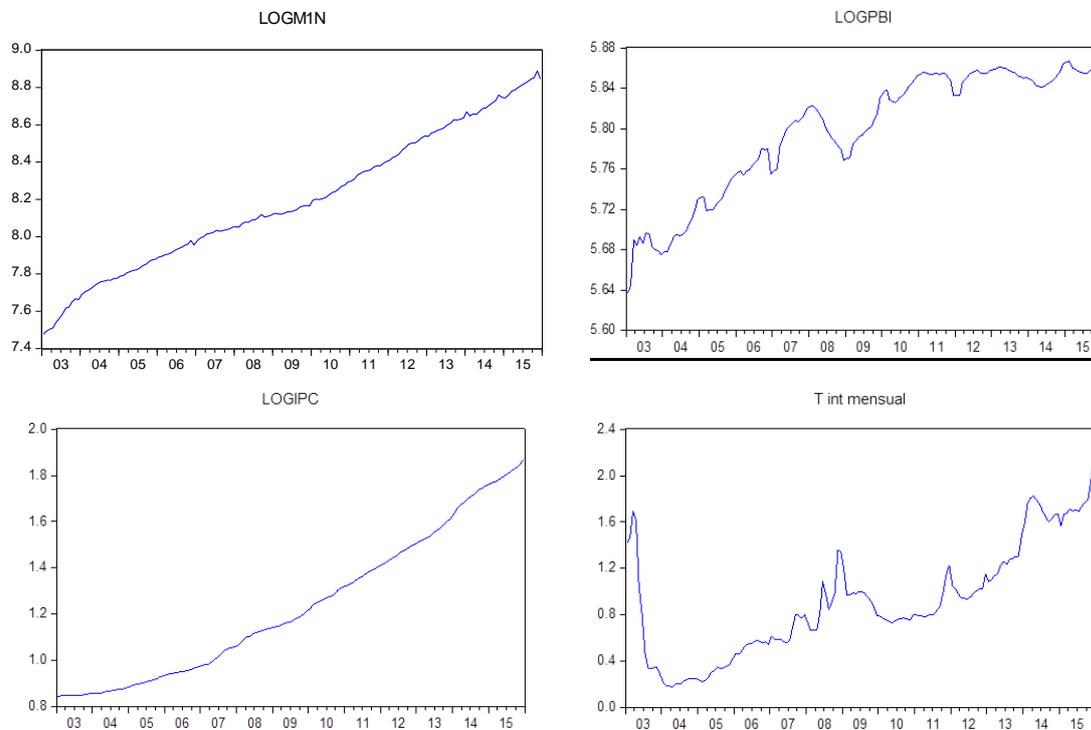
- El shock en la cantidad de dinero tiende a desaparecer en el mes 33 aproximadamente.
- Se produce un aumento inicial en el d(PBI), es decir un efecto real durante los primeros tres meses. Luego empieza a disminuir. El shock desaparece a partir del mes 9, siendo un indicio de que la cantidad de dinero no tiene efectos reales en el mediano y largo plazo.
- Inicialmente se produce una reducción del IPC, reflejando la aparición del price puzzle. Luego a partir del mes 3 el IPC empieza a aumentar, desapareciendo el shock en el mes 20. Dado que las magnitudes son muy pequeñas se podría concluir que expansiones monetarias no afectan el nivel de precios. Esto suena muy lógico si pensamos en el contexto de la convertibilidad donde la existencia de tipo de cambio fijo hace que toda expansión monetaria se traduzca en una pérdida de igual magnitud en las reservas, lo cual no afecta el nivel de precios.
- La tasa de interés inicialmente se reduce, mostrando el efecto liquidez en el corto plazo (hasta el mes 7). Luego empieza a aumentar, pero muy lentamente, desapareciendo el shock a partir del mes 33 aproximadamente.

La forma de las funciones de impulso respuesta se mantiene independientemente del ordenamiento de los shocks a través de la matriz de Choleski.

### 4.3) Periodo 2003-2015.

La evolución de las series utilizadas para el período 2003-2015 se muestra a continuación.

**Gráfico 5: Evolución de principales variables.**



Fuente: Elaboración Propia en base a fuentes estadísticas mencionadas

#### a. Análisis de existencia de raíz unitaria.

Para determinar la estacionariedad de las series se utilizó el test ADF (Augmented Dickey-Fuller). La tabla 9 presenta los resultados.

**Tabla 9: Resultados de tests ADF**

Serie	en	regresión	ADF calculado	ADF 1 %	Ord Integ
M1N	1ª dif	Ord y tend.	-14.580	-4.018	I(1)
PBI	1ª dif	Ord y tend	-4.429	-4.022	I(1)
IPC	1ª dif	Ord y tend	-6.9839	-4.018	I(1)
i	Niv.	Ord y tend	-4.3163	-4.018	I(0)

Fuente: Elaboración Propia en base a fuentes estadísticas mencionadas

La tabla anterior nos dice que: la serie M1N, tiene raíz unitaria, por lo que es I(1). Esta serie es estacionaria en diferencia con constante y con tendencia. La serie PBI presenta raíz unitaria, por lo que es I(1). Esta serie es estacionaria en diferencia con

constante y con tendencia. La serie IPC tiene raíz unitaria, por lo que es I(1). Esta serie es estacionaria en diferencia con constante y con tendencia. La serie i, no tiene raíz unitaria, por lo que es I(0). Esta serie es estacionaria en niveles con constante y con tendencia.

**b. Vectores de cointegración: Metodología de Engle y Granger.**

Como tres de las cuatro variables son I(1), testeamos la existencia o no de vector/es de cointegración y encontramos la siguiente demanda de dinero de largo plazo:

$$M1N_t = -0.39 + 1.27PIB_t + 1.03PC_t - 0.07i_t + u_t$$

$$Testt: (-0.623) (11.205) (32.197) (-5.211)$$

El residuo de dicha ecuación resulta ser estacionario sin tendencia y sin constante, siendo el estadístico ADF igual a -3.3108, mientras que los valores críticos son -2.580 al 1%, -1.942 al 5 % y -1.615 al 10 %. Esto nos está indicando que existe al menos un vector de cointegración entre las diferentes variables.

**c) Metodología de Johansen.**

Aplicamos este test para determinar si hay o no vectores de cointegración y en caso de que existan, determinar cuántos. Se utilizan 6 rezagos de acuerdo a distintas especificaciones realizadas alterando el largo de los rezagos. El test de traza indica que hay 2 vectores de cointegración al nivel de 5%. Mientras que el test de máximo eigenvalue indica que hay 2 vectores de cointegración al nivel de 5%. Entonces se acepta la hipótesis de existencia de 2 vectores de cointegración.

**Tabla 10: Test de Johansen.**

Nº ec cointeg	raíz caract	Estadístico λ traza	val crít 5%	signif
H <sub>0</sub> :r=0	0.160	55.77	40.17	***
H <sub>0</sub> :r=1	0.125	29.93	24.27	***
H <sub>0</sub> :r=2	0.040	10.11	12.32	
H <sub>0</sub> :r=3	0.027	4.05	4.12	
	raíz carac	Estadístico λ max	val crít 5%	signif
H <sub>0</sub> :r=0	0.160	25.83	24.15	***
H <sub>0</sub> :r=1	0.125	19.82	17.79	***
H <sub>0</sub> :r=2	0.040	6.05	11.22	
H <sub>0</sub> :r=3	0.027	4.05	4.12	

Fuente: Elaboración Propia en base a fuentes estadísticas mencionadas

En la siguiente tabla se presentan los principales resultados de vectores de cointegración:

**Tabla 11: Vectores de cointegración y coeficientes de ajuste estimados.**

Vector de cointegración		M1N	PBI	IPC	i
VC N° 1	coeficiente	1	0	-1.820*	0.004
	estadístico t	-	-	-3.79	1.38
Coef ajuste VC N° 1	coeficiente	-0.546*	0.117	0.116*	0.659
	estadístico t	-3.43	1.62	2.32	0.56
VC N° 2	coeficiente	0	1	-0.635*	0.0031*
	estadístico t			-2.64	3.1
Coef ajuste VC N° 2	coeficiente	0.190	-0.498*	0.137	-3.50
	estadístico t	0.57	-3.32	1.3	1.45

Fuente: Elaboración Propia en base a fuentes estadísticas mencionadas

\* significativos al 5 %

De acuerdo a los parámetros estimados del segundo vector de cointegración, la demanda de dinero varía negativamente con la tasa de interés, siendo esto consistente con la teoría.

En ambos vectores de cointegración se aprecia que el IPC varía positivamente con la demanda de dinero, siendo esto consistente con la teoría.

Para analizar la dinámica de corto plazo, analizamos los coeficientes de ajuste estimados (los elementos de la matriz  $\alpha$ ). En el primer vector de cointegración resultan significativos los correspondientes a las variables M1N e IPC con signos negativo y positivo respectivamente. Esto significa que cuando la cantidad de dinero es mayor que la correspondiente a la relación de largo plazo (exceso de oferta monetaria), la cantidad de dinero disminuye y el IPC aumenta. El primer efecto es lógico, si hay un exceso de oferta monetaria reduciendo la cantidad de dinero se corrige el desequilibrio. El segundo efecto también es lógico, a medida que aumenta el IPC en respuesta al exceso de oferta, la demanda aumentaría por motivos de transacción. El coeficiente de ajuste de la variable M1N es menor que 1 en valor absoluto, lo cual implica que el sistema es estable.

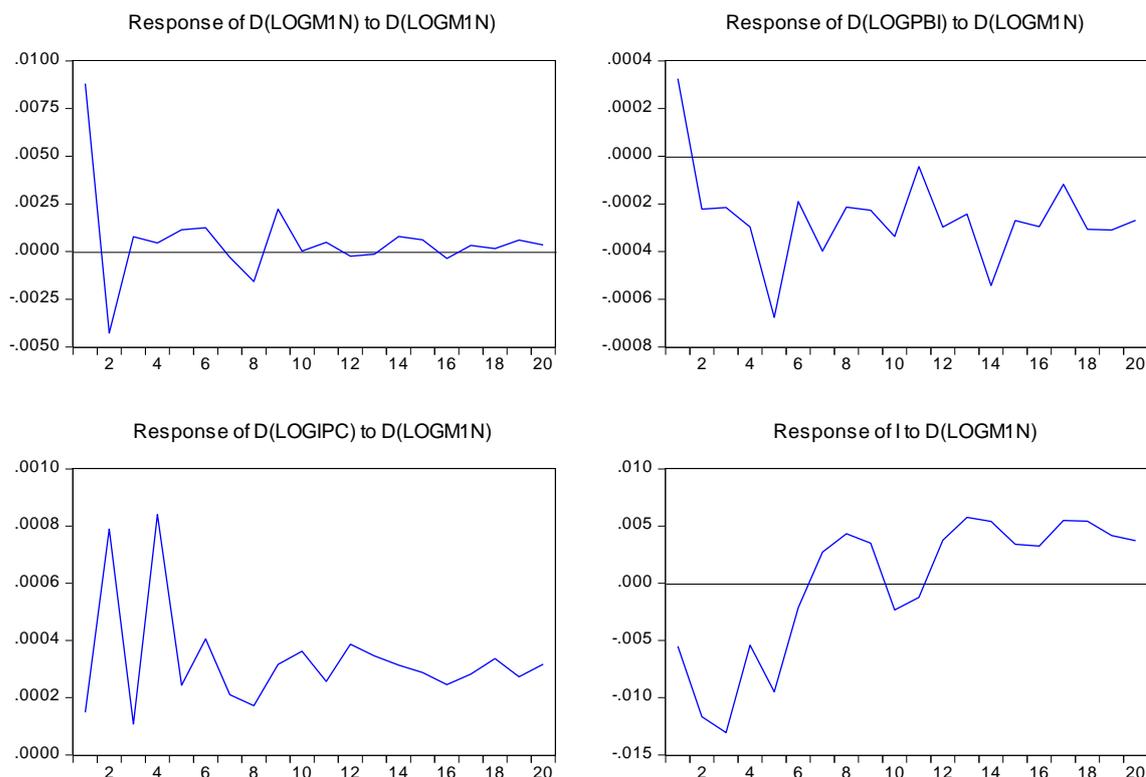
En el segundo vector de cointegración, el coeficiente de ajuste estimado para PBI resulta ser significativo, con signo negativo. Esto significa que cuando tenemos un exceso de oferta monetaria (cantidad de dinero corriente mayor que la de largo plazo), el PIB disminuye. Este efecto tendería a reducir el desequilibrio del mercado monetario.

**d. Funciones impulso respuesta.**

En el gráfico 6 se presentan las funciones de impulso respuesta para cada una de las cuatro variables del modelo ante un shock positivo en M1N, es decir una expansión monetaria.

### **Gráfico 6: Funciones de impulso respuesta ante shock monetario.**

Response to Cholesky One S.D. Innovations



Fuente: Elaboración Propia en base a fuentes estadísticas mencionadas

En el periodo 2003-2015, una expansión monetaria produce los siguientes efectos:

- El shock sobre la cantidad de dinero desaparece a partir del mes 15 aproximadamente.
- Lleva a un aumento inicial en el PBI (efecto real en el corto plazo), pero a partir del segundo mes este ya se vuelca al rango negativo, permaneciendo en el mismo para los periodos subsiguientes. El shock no desaparece nunca y es negativo de forma permanente lo que indicaría que la cantidad de dinero solo tiene efectos reales positivos en el impacto inicial. Pero aumento de la oferta monetaria, tiene efectos reales negativos en el mediano y largo plazo.
- El efecto sobre el IPC es positivo y muy importante los primeros 5 meses de producido el shock monetario. Luego el mismo sigue siendo positivo pero se estabiliza a partir del mes 10 aproximadamente. Una expansión monetaria lleva a aumento en el IPC, por lo que genera inflación. Esto podría ser un indicio de que la inflación es principalmente un fenómeno monetario. Este modelo logra captar de manera clara el efecto precio, ya que una expansión monetaria se traduce en un aumento de los precios.
- La tasa de interés presenta un comportamiento errático, ya que si bien inicialmente esta se reduce ante la expansión monetaria, la misma empieza a aumentar a partir del mes 6. Se estabiliza en el tramo positivo y se mantiene de forma permanente en el mismo a partir del mes 12. No obstante, se aprecia un claro efecto liquidez en el corto plazo.

Es importante remarcar que la forma de las funciones de impulso respuesta, en general se mantienen independientemente del ordenamiento de los shocks a través de la matriz de Choleski.



## 5. CONCLUSIONES.

El presente trabajo está motivado por las siguientes preguntas: 1) ¿se puede utilizar la política monetaria con objetivos de estabilización en Argentina? y 2) ¿se verifican empíricamente los efectos de liquidez, neutralidad del dinero y precio en la política monetaria Argentina para el periodo 1970-2015? Las preguntas son importantes por tres motivos: a) desde un punto de vista teórico: porque estudios de los efectos de la política monetaria realizados para otros países encuentran conclusiones opuestas. b) desde un punto de vista de escasez: porque no hay muchos estudios realizados de este tipo para la Argentina. c) desde un punto de vista de política económica: porque la comprensión de los efectos de la política monetaria es vital para su manejo.

Se pretende determinar si los shocks de la política monetaria son transitorios o permanentes. Si empíricamente demostramos que los mismos son transitorios entonces tenemos una justificación valedera para las políticas de estabilización. Pero si las innovaciones son persistentes debemos pensar en políticas estructurales como las más apropiadas.

El período bajo análisis se divide en tres: a) 1970 a 1988, donde la cantidad de dinero es exógena y la economía es cerrada. b) 1991 a 2001, donde la cantidad de dinero es endógena (periodo de la convertibilidad) y la economía es abierta. c) 2003 a 2015, donde se manifiestan condiciones similares al primer periodo.

La metodología utilizada para responder a la pregunta fue la técnica de VAR con corrección de errores (VECM) aplicada a una ecuación de demanda de dinero para el primer y tercer periodo y un VAR para el segundo periodo. Esto debido a que en los periodos que van entre 1970:1988 y 2003:2015 las series son I(1) pero cointegran, mientras que las series del periodo 1991:2001 son I(0) a excepción del PBI, a la cual se la tomó en diferencias.

Para el periodo 1970-88 los principales resultados son: a) las innovaciones en la política monetaria son transitorias, como así también los efectos sobre las demás variables. Debido a esto, podemos afirmar que se utilizó la política monetaria con objetivos de estabilización en Argentina, al menos para este periodo. Shocks monetarios producen: b) un efecto real sobre PBI en el corto plazo aunque se verifica el efecto neutralidad del dinero en el largo plazo. c) no se verifica el efecto precio, todo por el contrario aparece el price puzzle. d) se verifica el efecto liquidez en el corto plazo.

Para el periodo 1991-2001 los principales resultados son: a) los shocks en política monetaria son bastante persistentes, como así también su efecto sobre las demás variables. Esto significa que no se utilizó la política monetaria con objetivos de estabilización en Argentina durante el periodo de la convertibilidad. Esto porque el ancla nominal era el tipo de cambio<sup>16</sup>. Shocks monetarios producen: b) un efecto real sobre PBI en el corto plazo aunque se verifica el efecto neutralidad del dinero en el largo plazo. c) expansiones monetarias no afectan el nivel de precios. d) se verifica el efecto liquidez en el corto plazo.

Para el periodo 2003-2015 los principales resultados son: a) los shocks en política monetaria son bastante persistentes como así los efectos sobre las demás variables. Esto implicaría que no se utilizó de manera eficiente la política monetaria con objetivos de estabilización durante el periodo analizado. De hecho, es probable que se haya utilizado el atraso del tipo de cambio para lograr estabilizar la economía. Los shocks monetarios producen: b) aumentos en el PBI pero por muy poco tiempo, luego los

---

<sup>16</sup> Algunos autores sostienen que en un régimen de tipo de cambio fijo se puede hacer política monetaria, no a través de la emisión de dinero porque esto se traduce en una pérdida de reservas, sino a través del manejo de ciertas reglas institucionales del mercado bancario como los encajes, las tasas de descuento, entre otras.

impactos se traducen en reducciones del mismo. c) Un aumento positivo importante del IPC que se mantiene en el mediano y largo plazo, lo cuál es evidencia del efecto precio captado en otros papers. d) Un claro efecto liquidez en el corto plazo en cuanto a que la tasa de interés se reduce de forma importante en el corto plazo.

Es importante aclarar que todos estos resultados son robustos a los distintos ordenamientos de shocks.

## **6. BIBLIOGRAFÍA**

- Bernanke, B. y Mihov, I. (1998) "The liquidity effect and long run neutrality", NBER, WP N° 6608.
- Bernanke, B. y Mihov, I. (1998b) "Measuring monetary policy" Quarterly Journal of Economics, vol 113 N° 3.
- Clarida, R. y Gertler, M. (1999), "The science of monetary policy: a new Keynesian Perspective" Journal of Economic Perspective, 37.
- Cochrane, J. (1989) "The return of the liquidity effect: a study of the short run relation between money growth and interest rates". Journal of business and economic statistics 7, pag. 75-83.
- Cochrane, J. (1995) "Identifying the output effects of monetary policy. Mimeo, University of Chicago.
- Cornell, B. (1983) "The money supply announcements puzzle: review and interpretation". American Economic Review, 73, pag 644-57.
- Gabrielli, F., Mc Candless, G. y Rouillet, M. (2004), "The intertemporal relation between money and prices: evidence from Argentina", Cuadernos de Economía, Vol. 41.
- Gay, A. (2004), "Money demand and monetary disequilibrium in Argentina (1963-2003), Anales de la AAEP.
- Gordon, D. y Lepper, E. (1994) "The dynamic impacts of monetary policy: an exercise in tentative identification". Journal of Political Economy, 102, pag. 1228-57.
- Leeper, E., Sims, C., Zha, T., Hall, R y Bernanke, B. (1996) "What does monetary policy do?, Brookings Papers on Economic Activity, N° 2.
- McCallum, B. (1984) "On low frequency estimates of long run relationships in Macroeconomics. Journal of Monetary Economics, 14, pag 3-14.
- Merlo, J. y Catalán, M. (2017), "Efectos de la política monetaria en Argentina: 1970-2001. Revista Científica del Instituto de Estudios Sociales, Política y Cultura de la USPT.
- Mishkin, F (82) "Monetary Policy and short term interest rates: an efficient markets rational expectations approach". Journal of Finance 63-72
- Romer, Romer (1994) "Monetary Policy matters". Journal of Monetary Economics 34, pag. 75-88.
- Obstfeld, M. y Rogoff, K. (1996), "Foundations of internacional Macroeconomics", MIT Press.
- Soderlind, P. (2003), "Lecture notes for monetary policy", University of St. Gallen.
- Utrera, G. (2003), "Un análisis del efecto de la política monetaria en Argentina", Instituto de Economía, UNC.
- Utrera, G. (2003), "Vectores auto regresivos e identificación de shocks de política monetaria en Argentina". Anales de la AAEP.
- Walsh, C. (1998), "Monetary theory and policy", MIT Press.
- Woodford, M. (1996) "Control of the public debt: a requirement for price stability?, NBER, WP N° 5684.