Dinero, tipo de cambio e inflación en Argentina

Alejandro Gay[1]

Resumen

La teoría económica indica que la brecha entre la oferta y la demanda de dinero, tiene capacidad para predecir la inflación futura. Para vincular el concepto de brecha en los saldos monetarios con el nivel de precios de la economía, recurriremos a un modelo de economía abierta pequeña con sector público y agentes que optimizan intertemporalmente sus decisiones. En el modelo los agentes producen bienes no transables utilizando su trabajo y reciben una dotación de transables cuyos precios responden a la ley de un solo precio. Las familias derivan su utilidad del consumo, de las tenencias de dinero y del ocio. Los agentes pagan impuestos y pueden invertir sus ingresos en activos externos que proporcionan un retorno dado exógenamente. La estrategia metodológica consta de dos etapas. Primero, se deducen los determinantes del nivel de precios de equilibrio de largo plazo resolviendo el modelo en torno del equilibrio de estado estacionario. Se obtiene entonces, que el nivel de precios de equilibrio depende de la cantidad de dinero, el producto, la tasa de interés, el tipo de cambio y el precio internacional de los transables. Segundo, se utiliza la ecuación del nivel de precios así obtenida para construir un modelo de corrección al equilibrio y estimar un modelo VAR I(2) cointegrado que explica la dinámica de la inflación en la Argentina del período 1900-2022.

Palabras claves: inflación, dinero, tipo de cambio, modelo VAR cointegrado, Argentina.

Clasificación JEL: E31, F41, C32

[1]Universidad Nacional de Córdoba, CONICET, Facultad de Ciencias Económicas, Córdoba, Argentina. email: gayalejandro@gmail.com

1. Introducción

La Argentina ha experimentado numerosas devaluaciones a lo largo de su historia, y los traspasos a precios en las distintas oportunidades han sido variados. La relación entre dinero y precios se ve afectada por el tipo de cambio, lo que sugiere que no se puede estudiar la dinámica inflacionaria en el marco de una economía cerrada. En general, el impacto de los ajustes del tipo de cambio sobre la inflación fueron significativos en Argentina, excepto al momento de la salida de la Convertibilidad dónde el traspaso a precios fue acotado. Entre diciembre de 2001 y fines de 2002 el tipo de cambio oficial trepó 250 %, mientras que los precios lo hicieron sólo 41 %, evidenciando un coeficiente de pass-through del 0.164. Surge entonces la pregunta de saber qué factores explicaron el bajo traspaso de la devaluación a precios en ese caso y de si en la actualidad están dadas las condiciones para que ese tipo de situación se repita o no.

Ito y Sato (2008) han analizado el traslado a los precios de las fluctuaciones en el tipo de cambio para el caso de países del sudeste asiático utilizando un modelo empírico de vectores autoregresivos (VAR) que incluye cinco variables: precio del petróleo, brecha del producto, oferta de dinero, tipo de cambio nominal y precios de las materias primas. Junto a Gabriela Cugat (Gay y Cugat, 2010) obtuvimos algunos resultados preliminares en un modelo empírico inspirado en McCarthy (2007) utilizando datos trimestrales. Uno de los resultados obtenidos para el período era que la tasa de inflación de las materias primas no representaba un factor relevante para explicar la tasa de inflación, contrariamente a lo que se afirmaba en ese momento desde el Banco Central.

En general, los trabajos sobre pass-through se basan en modelos empíricos que no hacen referencia a un marco de equilibrio general, por lo que no hay ninguna relación de equilibrio de largo plazo, lo que consideramos una falencia importante.

Revisando la literatura económica sobre el caso argentino de la relación entre dinero y precios cabe mencionar el trabajo de Basco, D' Amato, y Garegnani (2006) que incluye la tasa de interés, el producto y el tipo de cambio, al momento de estudiar la dinámica de corto plazo entre crecimiento monetario e inflación. Estimando un sistema de Vectores Autorregresivos (VAR) utilizando la metodología propuesta por Sims (1980), los autores analizan la relación crecimiento monetario e inflación, distinguiendo sub períodos en la muestra 1970-2005, bajo la presunción que la economía estuvo sujeta a diversos regímenes monetarios, y que en consecuencia el vínculo ente las dos variables no se mantuvo estable.

Basco y cols. (2006) evalúan también la presencia de una relación de largo plazo entre dinero y precios utilizando la metodología del modelo VAR cointegrado propuesto por Johansen y Juselius (1990). En ese análisis se basan unicamente en las variables dinero y precios, y no logran identificar una relación estable de largo plazo para el período completo (1970-2005), resultado que corrobora, a juicio de los autores, la presunción de cambios de régimen durante el período. En particular, señalan la existencia de dos grandes regímenes de acuerdo a las relaciones de proporcionalidad entre ambas series (respecto al término de corrección al equilibrio). El de alta inflación (1970-1988) y el de baja inflación (1993-2005), en el primero se observa un cambio proporcional en los precios ante un incremento en la cantidad de dinero, en el largo plazo; en el segundo, el impacto de largo plazo del dinero sobre los precios se reduce considerablemente. En nuestra opinión, la dificultad que tienen los autores para encontrar una sola relación entre dinero y precios, quizás se deba a que están utilizando implícitamente un marco de economía cerrada en su análisis de largo plazo.

Por ello, en el abordaje del problema nos parecen fundamentales dos aspectos a tener en cuenta en el marco metodológico. Por un lado, considerar un modelo de optimización intertemporal de economía abierta (con bienes transables y bienes no transables), y por el otro, recurrir a un modelo VAR cointegrado ya que debería existir una relación de largo plazo entre los precios, el dinero y el tipo de cambio.

Si el objetivo del trabajo se alcanza, tendremos a disposición un modelo de la dinámica de la inflación que tenga en cuenta el traspaso a precios de las depreciaciones, lo que representaría una inestimable ayuda para todo gobierno interesado en estabilizar la economía mediante un adecuado manejo de la política monetaria, cambiaria y fiscal.

En la sección 2, nos ocuparemos de deducir los determinantes del nivel de precios de equilibrio de largo plazo en una economía abierta pequeña con agentes que optimizan intertemporalmente.

En la sección 3, utilizaremos estos determinantes para plantear la metodología de construir un modelo de corrección al equilibrio. En la sección 4 presentaremos los datos y en la sección 5 la estimación empírica del modelo de corrección al equilibrio. Finalmente presentaremos las conclusiones.

2. El modelo

El agente representativo j recibe una dotación constante de transables Y_T en cada período y decide, en un mercado competitivo, cuantos bienes no transables producir. Los individuos obtienen utilidad del consumo, las tenencias de dinero y el ocio. Un mayor nivel de producción representa más ingreso, lo que por un lado es gratificante, pero por otro lado, esto reduce el ocio, lo que genera una perdida de utilidad. El agente representativo j maximiza intertemporalmente la siguiente función de utilidad sujeto a la restricción presupuestaria.

$$U_t = \Sigma_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left[\frac{\sigma}{\sigma - 1} C_s^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \frac{\chi}{1-\varepsilon} \left(\frac{M_s}{P_s} \right)^{1-\varepsilon} - \frac{\kappa}{\mu} Y_{N,s}^{\mu} \right] \tag{1}$$

dónde $0 < \beta < 1$ es la tasa (subjetiva) de descuento temporal, $\sigma > 0$ es la elasticidad de substitución intertemporal, y ε y $\kappa > 0$.

El primer término refleja la utilidad del consumo. Los individuos tiene gustos por ambos bienes (transables y no transables), y la canasta de consumo de la familia puede representarse por un índice de elasticidad de sustitución constante (CES) que agrega al consumo transable (C_T) y al no transable (C_N).

$$C = \left[\gamma^{\frac{1}{\theta}} C_T^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} C_N^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \tag{2}$$

dónde $\theta > 0$ es la elasticidad de sustitución entre consumo transable y no transable, y $0 < \gamma < 1$.

El segundo término en la función objetivo refleja la utilidad que derivan los agentes de sus tenencias de saldos monetarios reales, por ejemplo, para facilitar sus transacciones. El índice de precios P basado en la utilidad del consumo es igual a

$$P = \left[\gamma P_T^{1-\theta} + (1-\gamma) P_N^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \tag{3}$$

siendo P_T el precio del bien transable y P_N el precio del bien no transable.

El tercer término $-\frac{\kappa}{\mu} Y_{N,s}^{\mu}$, captura la desutilidad del esfuerzo laboral, en este caso, con una elasticidad respecto al producto de μ. Si la utilidad del esfuerzo l_N está dada por $-\Psi l_N$ y la función de producción está dada por $Y_N = A_N l_N{}^{1/\mu}$, entonces [1], $\kappa = \mu \Psi / A_N^{\mu}$.

El agente representativo puede invertir en un activo externo (F) denominado en unidades del bien transable que tiene un retorno real r dado exógenamente, de manera que la restricción presupuestaria del agente j está dada por [2]

$$P_{Tt} F_t + M_t = P_{Tt}(1 + r_{t-1}) F_{t-1} + M_{t-1} + P_{Nt} Y_{Nt} + P_{Tt} Y_{Tt} - P_t C_t - P_t T_t \tag{4}$$

[1]Nótese que un aumento en la productividad A_N puede capturarse en el modelo por una caída en κ

[2]Hemos normalizado el precio internacional del bien transable a la unidad, lo que implica $P_T = E$, y permite reemplazar el tipo de cambio nominal E por P_T en los términos que premultiplican a los activos externos en la restricción presupuestaria

Cada agente recibe además una dotación exógena Y_{Tt} del bien transable en cada período, cuyo precio se ajusta a la ley de un solo precio. Los impuestos están representados por T.

Suponemos que el gasto público no brinda, de manera directa, utilidad al consumidor-productor. El gasto público real per capita, G, es un consumo público compuesto por transables y no transables, con idéntica estructura a la del consumo privado.

$$G = \left[\gamma^{\frac{1}{\theta}} G_T^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} G_N^{\frac{\theta-1}{\theta}}\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \tag{5}$$

El gobierno toma los precios como dados cuando asigna su gasto entre bienes. El gasto público es financiado por impuestos y señoreaje.

$$G_t = T_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \tag{6}$$

Maximizando la función de utilidad del consumidor-productor sujeto a la restricción presupuestaria y resolviendo el modelo en torno del equilibrio de estado estacionario nos permite obtener la ecuación del nivel de precios de equilibrio.

2.1. Condiciones de primer orden

Maximizando la función de utilidad (1) sujeto a la restricción presupuestaria, y definiendo la tasa de interés nominal como

$$1 + i_t = \frac{P_{Tt+1}}{P_{Tt}}(1 + r_t) \tag{7}$$

Obtenemos las condiciones de primer órden del problema de maximización del agente[3]

$$\frac{C_{Tt+1}}{C_{Tt}} = [\beta(1+r_t)]^{\sigma} \left[\frac{\frac{P_t}{P_{Tt}}}{\frac{P_{t+1}}{P_{Tt+1}}}\right]^{\sigma-\theta}, \tag{8}$$

$$\frac{C_{Nt}}{C_{Tt}} = \frac{(1-\gamma)}{\gamma}\left(\frac{P_{Nt}}{P_{Tt}}\right)^{-\theta}, \tag{9}$$

$$\frac{M_t}{P_t} = \left[\chi C_t^{\frac{1}{\sigma}} \frac{1+i_t}{i_t - \pi_{t+1}}\right]^{1/\varepsilon}, \tag{10}$$

$$Y_{Nt}^{\mu-1} = \frac{1}{\kappa} C_t^{-\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{P_{Nt}}{P_t}\right) \tag{11}$$

El equilibrio está caracterizado por estas cuatro relaciones en conjunto con la restricción presupuestaria [4], una ecuación análoga a [9] para el consumo público y la condición de transversalidad

$$lim_{T\to\infty}\Pi_{s=t}^{t+T}\left[\left(\frac{1}{1+r}\right)F_{t+T+1} + \frac{M_{t+T}}{P_{t+T}}\right] = 0 \tag{12}$$

Notese que la ecuación [10] también puede escribirse en términos de la tasa de interés internacional, lo que será de utilidad más adelante.

$$\frac{M_t}{P_t} = \left[\chi C_t^{\frac{1}{\sigma}} \frac{1+r_t}{1 + r_t - \frac{\frac{P_{t+1}}{P_t}}{\frac{P_{Tt+1}}{P_{Tt}}}}\right]^{1/\varepsilon}, \tag{13}$$

[3]Ellas se derivan de diferenciar respecto a F_t, C_{Nt}, M_t y Y_{Nt}

En primer lugar, la ecuación [8] es la condición de Euler que describe la dinámica del consumo. El consumo depende de la secuencia de precios relativos (el efecto tasa de interés real basado en el consumo). Si el nivel de precios agregado en relación al precio de los transables está hoy en un nivel bajo en relación a su valor futuro, esto incentiva el consumo presente por sobre el futuro (ya que la tasa de interés basada en el consumo es más baja). Sin embargo, los precios relativos inter-temporales también incentivan la sustitución de bienes transables a no transables. El primer efecto dominará si la elasticidad de sustitución inter-temporal es mayor que la intra-temporal $\sigma > \theta$; en consecuencia, se prefiere el consumo transable actual, en relación al consumo transable futuro.

En segundo lugar, la ecuación [9] vincula el consumo de bienes no transables y transables con los precios relativos y muestra que la elasticidad de sustitución está parametrizada por θ.

La ecuación [10] representa la condición de equilibrio en el mercado monetario que iguala la tasa marginal de sustitución entre el consumo y los servicios de los saldos monetario reales a $(i_t - \pi_{t+1})/(1 + i_t)$, esto es, al costo de oportunidad en términos de consumo de poseer saldos monetario reales. Los saldos monetarios reales disminuyen cuando aumenta la tasa de interés, pero nótese que que la demanda de dinero depende del consumo y no del ingreso, lo que constituye una distinción importante en una economía abierta.

Finalmente, la ecuación [11] indica que la utilidad marginal del ingreso adicional obtenido por producir una unidad extra del bien, iguala la desutilidad marginal del esfuerzo necesario. Esta relación representa la oferta de equilibrio del bien no transable, mientras más alto el índice del consumo C, menor el nivel de producción, ya que el agente aumenta el ocio junto con el consumo de otros bienes.

2.2. La solución del modelo

Por simplicidad, supongamos que $\beta(1+r) = 1$, que descarta el deseo de endeudarse o prestar en el estado estacionario. Consideremos el caso en el que todas las variables exógenas, incluyendo la cantidad de dinero, son constantes. Asumamos que el stock inicial de activos externos netos es cero ($F_0 = 0$). Normalicemos la dotación del bien transable de manera que el precio relativo de los bienes no transables en términos de bienes transables sea la unidad en el estado estacionario ($P_N/P_T = 1$).

En este equilibrio simétrico, $C_N + G_N = Y_N = (1-\gamma)(C+G)$ y la producción y el consumo de estado estacionario de bienes no transables está dada por

$$Y_N = C_N + G_N = \left[\frac{1}{\kappa}\right]^{\frac{\sigma}{\sigma(\mu-1)+1}} (1-\gamma)^{\frac{1}{\sigma(\mu-1)+1}} \tag{14}$$

Esta expresión indica que la producción de bienes no transables será mayor mientras, menor sea la elasticidad respecto al producto μ, menos costoso sea el esfuerzo laboral (menor κ), más pequeña sea la elasticidad de sustitución intertemporal σ, y mientras más grande sea el peso $(1-\gamma)$ que se le de al consumo de no transables en la función de utilidad.

La dotación en el estado estacionario es

$$Y_T = C_T + G_T = \frac{\gamma}{1-\gamma} Y_N \tag{15}$$

Estas dos ecuaciones decriben el producto y consumo optimo de ambos bienes en el estado estacionario.

Para encontrar la relación que describe el comportamiento de los precios, utilizaremos (11) para eliminar C_t de (10). Obtenemos

$$\frac{M_t}{P_t} = \left[\chi \frac{1}{\kappa Y_{Nt}^{(\mu-1)}} \frac{P_{Nt}}{P_t} \frac{1+i_t}{i_t - \pi_{t+1}}\right]^{\frac{1}{\varepsilon}} \tag{16}$$

Introduzcamos el nivel de producción de estado estacionario (14) en (16). El nivel de precios de equilibrio inicial P_0 puede obtenerse considerando la constancia del nivel de precios de estado estacionario (dado la condición de ausencia de burbujas) y el valor inicial de la cantidad de dinero, M_0.

$$\frac{M_0}{P_0} = \left[\chi \left(\frac{1}{\kappa}\right)^{\frac{1}{\sigma(\mu-1)+1}} (1-\gamma)^{-\frac{\mu-1}{\sigma(\mu-1)+1}} \frac{1+r}{r}\right]^{\frac{1}{\varepsilon}}$$

2.3. Aproximación en el estado estacionario

Ya que conocemos que $\kappa = \mu\Psi/A_N^{\mu} = \mu\Psi \mathrm{l}_N/Y_N^{\mu}$, (16) puede escribirse

$$\frac{M_t}{P_t} = \left[\frac{\chi Y_{Nt}}{\mu\Psi \mathrm{l}_N}\frac{P_{Nt}}{P_t}\frac{1+i_t}{i_t-\pi_{t+1}}\right]^{\frac{1}{\varepsilon}}$$

Aproximando linealmente el logaritmo de esta ecuación en torno del estado estacionario dónde $Y_N = (1-\gamma)Y$ y reemplazando $\hat{P}$ en el lado derecho de la ecuación por su equivalente obtenemos

$$\hat{M} - \hat{P} = \frac{1}{\varepsilon}\left[\hat{Y} + \gamma(\hat{P}_N - \hat{P}_T) - \hat{ii}\right]$$

dónde $\hat{x} = \frac{dx}{x_0}$ representa el cambio porcentual en relación al estado estacionario de referencia y $\hat{ii} = d\ln\frac{i_t-\pi_{t+1}}{1+i_t}$. Resolviendo para $\hat{P}$,

$$\hat{P} = \hat{M} - \frac{1}{\varepsilon}\left[\hat{Y} + \gamma(\hat{P}_N - \hat{P}_T) - \hat{ii}\right] \tag{17}$$

Los shocks de largo plazo sobre el nivel de precios se originan en shocks sobre la oferta de dinero y sobre los determinantes de la demanda de dinero, tales como, producto interno, tasa de interés y precio relativo de los no transables.

Las variaciones en el nivel de precios en estado estacionario está dada por

$$\hat{P} = \gamma\hat{P}_T + (1-\gamma)\hat{P}_N \tag{18}$$

Además el precio de los transables depende del tipo de cambio E y del precios internacional de los transables P_T, entonces

$$\hat{P}_T = \hat{E} + \hat{P}_T^* \tag{19}$$

Reemplazando en la ecuación (17) P_N que hemos despejado de (18) y P_T por su definición de (19) obtenemos

$$\hat{P} = \frac{1}{\varepsilon(1-\gamma)+\gamma}\left[\varepsilon(1-\gamma)\hat{M} - (1-\gamma)\hat{Y} + \gamma\hat{E} + \gamma\hat{P}_T^* + (1-\gamma)\hat{ii}\right] \tag{20}$$

Esta ecuación resume las claves del modelo.

Luego de integrar (20) encontramos la ecuación del nivel de precios de equilibrio que utilizaremos en el trabajo empírico.

$$\ln P_t = \beta_2 \ln M_t + \beta_3 \ln Y_t + \beta_4 \ln E_t + \beta_5 \ln P_{Tt}^* + \beta_6 \ln\left(\frac{i_t-\pi_{t+1}}{1+i_t}\right) + \upsilon_t \tag{21}$$

$0 < \beta_2 = \frac{\varepsilon(1-\gamma)}{\varepsilon(1-\gamma)+\gamma} < 1; \qquad \beta_3 = -\frac{(1-\gamma)}{\varepsilon(1-\gamma)+\gamma} < 0$

$0 < \beta_4 = \beta_5 = \frac{\gamma}{\varepsilon(1-\gamma)+\gamma} < 1; \qquad \beta_6 = -\beta_3 > 0$

3. El modelo VAR cointegrado

La idea de utilizar técnicas de cointegración para estimar el nivel de precios de equilibrio surge naturalmente si adoptamos la hipótesis de que el proceso de determinación del mismo puede describirse a partir de un modelo de corrección al equilibrio, dada la endogeneidad que existe entre el nivel de precios, la cantidad de dinero, el producto, la tasa de interés, el tipo de cambio y los precios de los transables en el resto del mundo.

La estimación econométrica estará basada en la metodología del modelo VAR cointegrado (Johansen y Juselius, 1990), que permite construir un modelo de corrección de errores y establecer la existencia de una relación de largo plazo entre el tipo de cambio real y sus determinantes.

En el análisis empírico utilizaremos la ecuación (21).

Definiendo el vector:

$$X_t = \left(\mathrm{ln}P_t, \mathrm{ln}M_t, \mathrm{ln}Y_t, \mathrm{ln}E_t, \mathrm{ln}P^*_{Tt}, \mathrm{ln}\frac{i_t - \pi_{t+1}}{1+i_t} \right) \tag{22}$$

de dimensión 6 x 1 que contiene las variables que serán utilizadas en la estimación del producto. Suponiendo que el tipo de cambio real y sus determinantes están vinculados por relaciones de cointegración, construiremos un modelo de corrección al equilibrio, es decir, un modelo VAR I(1) de dimensión $p = 6$ del tipo:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + ... + \Pi_k X_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t \tag{23}$$

donde las X son fijas, $\varepsilon_1, ..., \varepsilon_T$ son $iid\, N_p(0, \Omega)$ y D_t es un vector de variables determinísticas que puede incluir una constante, una tendencia lineal y/o variables *dummies*.

Siguiendo a Juselius (2007), en términos de corrección al equilibrio dicho modelo puede expresarse como:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + ... + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \tag{24}$$

donde $\Pi = \sum_{i=1}^{k} \Pi_i - I_p$ y $\Gamma_i = - \sum_{i=i+1}^{k} \Pi_i$.

Las propiedades del modelo de corrección al equilibrio están determinadas por las propiedades del polinomio característico del proceso. Si se asume que todas las raíces de dicho polinomio poseen un módulo mayor a uno, luego el vector X_t será estacionario. Sin embargo, si dicho polinomio posee raíces unitarias entonces el vector X_t puede ser I(1). Si $z = 1$ es una de las raíces, entonces la matriz Π será de rango reducido $r < p$. Esto implica que Π puede ser escrita como $\Pi = \alpha\beta'$, donde α y β son matrices de dimensión p x r y de rango columna completo.

La hipótesis de cointegración puede interpretarse como una condición de rango reducido sobre la matriz Π. Dicha condición, particularmente implica que los procesos ΔX_t y $\beta' X_t$ son estacionarios, mientras que X_t no lo es. De esta manera, es posible interpretar las relaciones contenidas en $\beta' X_t$ como relaciones estacionarias entre variables que no lo son. En particular, las relaciones de cointegración implican que ciertas combinaciones lineales de las variables contenidas en el vector X_t son de orden inferior al del propio proceso X_t. Asimismo, las variables que están cointegradas se encuentran influenciadas por los mismos *shocks* persistentes. Por lo tanto, si la no estacionariedad de una variable está asociada a la no estacionariedad de otra, existirá entonces una combinación lineal entre ambas que es en sí misma estacionaria. Estas relaciones de contegración comprendidas en el vector $\beta' X_t$ pueden ser interpretadas como relaciones económicas de largo plazo, lo cual es de particular interés para la estimación del nivel de precios de equilibrio que nos interesa.

Es posible que no logremos estimar la ecuación en el marco de un modelo VAR I(1) y debamos recurrir al más complejo modelo VAR I(2) que introdujo Johansen (1992) y Johansen (1995).

En este caso el modelo VAR I(2) cointegrado puede escribirse de la siguiente manera,

$$\Delta^2 X_t = \Pi X_{t-1} - \Gamma \Delta X_{t-1} + \Sigma_{i=1}^{k-2} \Phi_i \Delta^2 X_{t-i} + \Theta D_t + \varepsilon_t \tag{25}$$

donde $\Gamma = I - \Sigma_{i=1}^{k-1} = \Sigma_{j=i+1\Gamma_i}^{k-1}, i = 1, ..., k-2, D_t$: vector de variables dummy y variables estacionarias exógenas.

Johansen (1992, 1995) muestra que los parámetros deben satisfacer dos condiciones:

1. $\Pi = \alpha\beta'$, con α, β siendo $p \times r$, $s < (p-r)$,
2. $\alpha'_\perp \Gamma \beta_\perp = \varsigma\eta'$, con ς, η siendo $(p-r) \times s$, $s < (p-r)$,

Los números r, s, y $p-r-s$ son los índices de integración del modelo VAR I(2): r relaciones cointegran al nivel $I(0)$, incluyendo posiblemente las primeras diferencias de X_t, s relaciones son $I(1)$ y constituyen las tendencias estocásticas $I(1)$, y finalmente, $p-r-s$ relaciones son $I(2)$.

4. Datos

Los datos abarcan el período 1900-2022. Mediremos la evolución del nivel de precios P en base al deflactor del PIB. Dado que esa variable no se computaba antes de 1935, se la reconstruyó en el período 1913-1934 en base al promedio de los índices de precios mayoristas y precios al consumidor, y en el período 1900-1913 en base al índice de precios al consumidor dado que era el único disponible.

La cantidad de dinero M corresponde al agregado monetario M1, los billetes en poder del público más los depósitos en cuenta corriente.

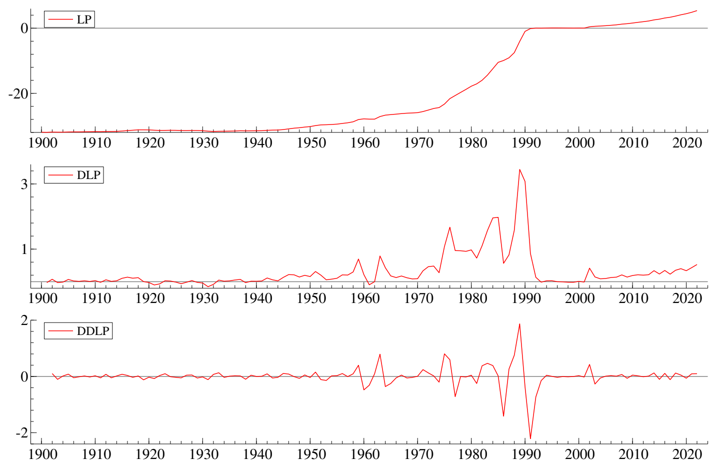
El nivel del producto Y corresponde al Producto Interno Bruto. Se realizó un ajuste de cantidades en el empalme de las series a precios de 1970 con las series a precios de 1986 ya que los valores nominales de las series más modernas resultaban alrededor de un 30 % más elevados para el período en el que ambas se superponían.

La tasa de interés i, es la tasa nominal pasiva. El tipo de cambio E, es el tipo de cambio nominal peso/dólar promedio del período.

El precio internacional de los transables PT^* se calculó como el promedio de precios en dólares de importación y exportación.

Los gráficos 1 a 6 muestran el nivel de precios y sus determinantes, todas las variables están en logaritmo.

Gráfico 1: Precios lnP



Tanto el nivel de precios lnP como la cantidad de dinero lnM o el tipo de cambio lnE son variables que es necesario diferenciar dos veces para obtener un comportamiento estacionario, por lo que podrían caracterizarse como variables de tipo I(2).

El resto de las variables no tiene ese comportamiento, el producto lnY y el precio externo de los transables $lnPT^*$, son variables de tipo I(1).

Gráfico 2: Dinero lnM

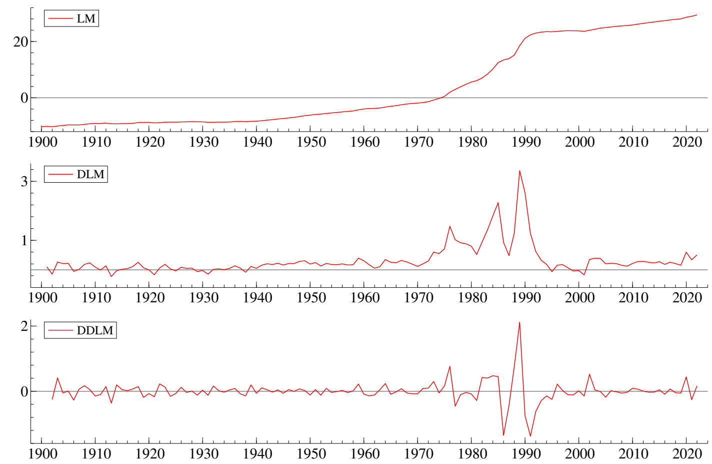


Gráfico 3: PIB lnY

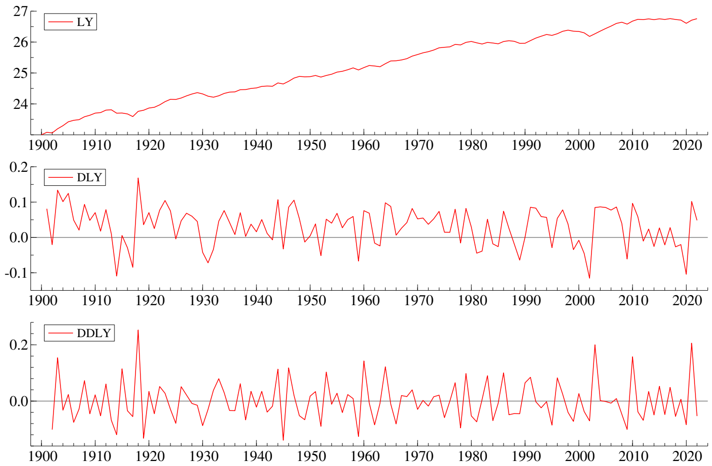
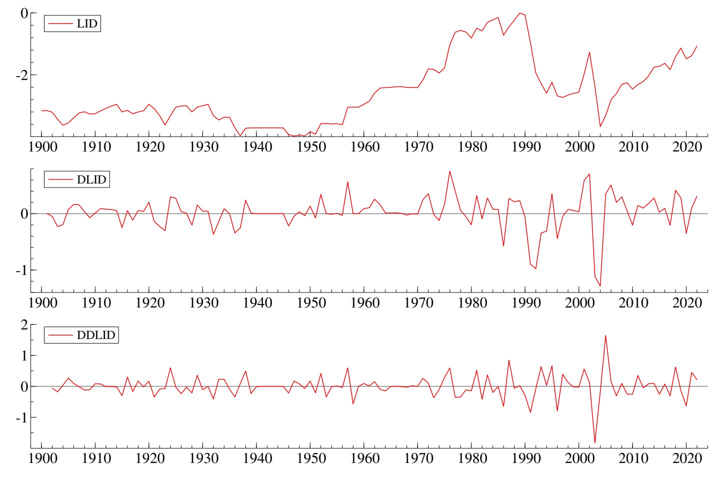


Gráfico 4: Tasa de interés $ln\frac{i}{1+i}$



En las variables lnP, lnM y lnE se observa claramente que el período 1975-1991 fue de muy alta inflación.

Gráfico 5: Tipo de cambio lnE

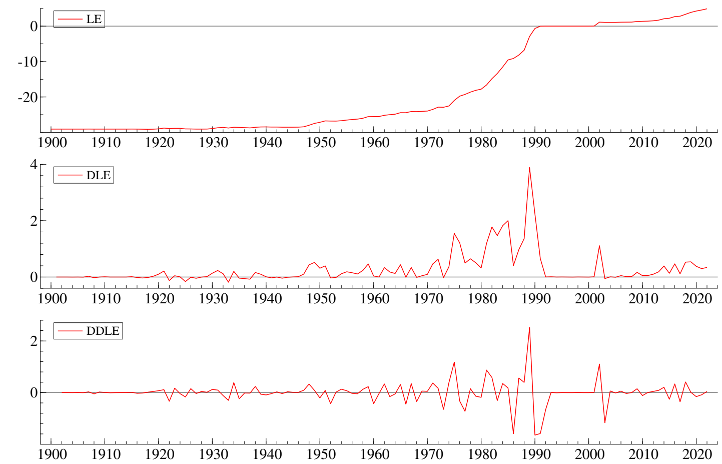
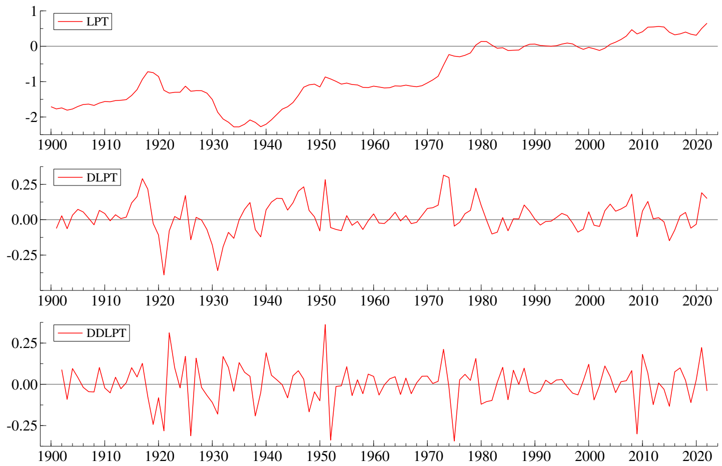


Gráfico 6: Precio internacional de los transables $lnPT^*$



5. Estimación empírica

Intentamos realizar la estimación en el marco de un modelo VAR I(1) a pesar de que habíamos constatado de que hay variables con claro comportamiento I(2). Esto nos permitió detectar variables dummy, quiebres en el vector de cointegración, variables débilmente exógenas y otras características del modelo. Sin embargo para realizar una mejor estimación debimos recurrir a un modelo VAR I(2) con las siguientes características.

La estimación se realizó con variables en logaritmo a lo largo del período 1900-2022. Se consideraron como variables endógenas al nivel de precios y la cantidad de dinero, y como variables exógenas al tipo de cambio, el producto, la tasa de interés y el precio internacional de los transables. Se detectaron quiebres en el vector de cointegración en los años 1959, 1975 y 1991. Fue necesario introducir variables dummy puntuales en los años 1963, 1980, 1984, 1988 y 1989, y variables dummy transitorias en los años 1985 y 1990, para garantizar cierta normalidad en los residuos.

Claramente en el marco de un modelo VAR I(1) hay un solo vector de cointegración (cuadro 1). Se rechaza que no haya ningún vector y no se rechaza que haya como máximo un vector de cointegración.

Cuadro 1: Bootstrap del Trace Test statistic en modelo VAR I(1)

```
BOOTSTRAP OF THE TRACE TEST STATISTIC
Bootstrap sampling scheme   : Wild IIN[0,1]
Number of replications (B) : 399
Length of time series   (T) : 121
Starting from default seed : yes
Bootstrap time              : 1.18

Quantiles of the approximating Gamma distribution using bootstrapped means and variances:
 p-r   r    Mean    S.E. Reject%    50%    75%    80%    85%    90%    95%
   2   0  60.424  19.144    0.00  58.41  75.67  80.09  85.89  94.97 113.61
   1   1  26.123   9.200    0.00  25.05  33.39  35.55  38.39  42.86  52.13

I(1) ANALYSIS using the bootstrap:
 p-r   r  Eigenvalue     Trace    Crit5%   Crit*5%     p-value    p-value*
   2   0      0.5051    102.69     25.73    113.61  [0.000]**   [0.023]*
   1   1      0.1353     17.59     12.45     52.13  [0.005]**   [0.817]
Crit5% and p-value are the original values, Crit*5% and p-value* are based on the bootstrap
```

El test formal del número de raíces unitarias y de los índices de integración en un modelo I(2) puede basarse en el estadístico de la traza analizado en Johansen (1995). Se intentó realizar este análisis pero sin resultado aparente como puede constatarse en el cuadro 2.

Cuadro 2: Bootstrap del Trace Test statistic en modelo VAR I(2)

```
BOOTSTRAP OF THE I(2) TEST STATISTICS
Bootstrap sampling scheme   : Wild IIN[0,1]
Number of replications (B) : 399
Length of time series   (T) : 121
Starting from default seed : yes
Bootstrap time              : 6.20

I(2) ANALYSIS  with bootstrap p-values and critical values:
Rank test statistics with [p-values] and with <5% critical values>
                                           s2 = p-r-s1
     p-r          r          2          1          0
       2          0      399.9      185.8      102.7
                        [.NaN]     [.NaN]     [.NaN]
                        <.NaN>     <.NaN>     <.NaN>

       1          1                  98.4       17.6
                                  [0.005]    [0.860]
                                   <83.9>     <42.1>
```

Es razonable sin embargo, considerar que los índices de integración son $(r, s, p - r - s) = (1, 0, 1)$ y en base a ello estimamos el modelo I(2).

5.1. Resultados de la estimación

Puede observarse en la estimación del modelo sin restricciones sobre los β del cuadro 4 en el anexo A, que los coeficientes estimados del vector de cointegración β tienen los signos esperados.

A continuación, daremos un paso más y estimaremos el modelo imponiendo las restricciones que surgen de la teoría que hemos desarrollado. En particular, supondremos que el coeficiente del tipo de cambio y el del precio de los transables son iguales (la participación de los transables en el consumo), y que el coeficiente de la cantidad de dinero es igual a uno menos la participación de los transables en el consumo. Los resultados de esa estimación se muestran en el cuadro 3 y se observa que esas restricciones sobre los coeficientes no se rechazan. Dado que el coeficiente de la tendencia no es significativo, hemos impuesto también la restricción que sea igual a cero.

Todos los coeficientes tienen los signos esperados, con magnitudes acordes y son significativos. Hubiéramos esperado un coeficiente ligeramente mayor para la participación de los transables en el consumo y para la tasa de interés, sin embargo, los valores obtenidos son satisfactorios. En las estimacions hemos utilizado la tasa de interés nominal y no la tasa real que surgiría del modelo teórico. Ocurre que en ciertos años la tasa de interés real es negativa lo que nos imposibilita computar el logaritmo. No hemos podido resolver de otra manera esa dificultad y quizás eso esté por detrás del coeficiente que hemos obtenido, sensiblemente menor a lo esperado. Es un tema a trabajar en el futuro, el poder estimar el modelo computando una tasa de interés real similar a la que especifica el modelo teórico.

Cuadro 3: Estimación del modelo VAR I(2) imponiendo restricciones $\beta_2 = 1 - \beta_4, \beta_4 = \beta_5$

```
RESTRICTED I(2) ESTIMATES FOR (r,s1,s2) =(1,0,1):
    Z0_t = alpha(beta'Z2_t + d'Z1_t) + e'Z1_t + rest* + epsilon_t, epsilon_t ~ N(0,Omega),
    Z0_t = DDX_t, Z1_t = DX_{t-1} | W_t | DD^r_t, Z2_t = X_{t-1} | D^r_{t-1}.
    Cointegrated I(2) model:
    Pi = alpha beta' with rank r < p, alpha_ort'Gamma beta_ort=xi eta' with rank s1 <= p-r.
    Restrictions:  beta = (H_1 phi_1, H_2 phi_2, ...)

beta', the normalized cointegrating vectors:
                  LP_1      LM_1      LE_1      LY_1     LID_1     LPT_1   T1959_1   T1975_1   T1991_1     Trend
    CVec(1)          1    -0.864    -0.136     0.761    -0.201    -0.136    -0.154    -0.442    -0.623         0
   {t-value}            { -14.9}  {  -2.4}  {   5.3}  {  -3.9}  {  -2.4}  {  -1.1}  {  -2.6}  {  -2.8}

alpha, the loadings on the cointegrating vectors:
              alpha[][0]
       DDLP     -0.059
               { -22.1}
       DDLM    -0.0605
   {t-value}   { -17.9}

d', the cointegrating vectors of the differences:
                 DLP_1     DLM_1       DLE       DLY      DLID      DLPT    DT1959    DT1975    DT1991  Constant
   CDVec(1)       6.32      4.92     -9.34     -5.46     0.174     -6.55     -2.09     -12.6      9.52     0.794
   {t-value}  {   5.6}  {   5.1}  { -12.1}  {  -2.1}  {   0.3}  {  -5.4}  {  -1.3}  {  -6.9}  {   3.5}  {   0.3}

e', the stationary relations zeta tau'Z1_t:
                 DLP_1     DLM_1       DLE       DLY      DLID      DLPT    DT1959    DT1975    DT1991  Constant
       DDLP     -0.222     0.192    0.0302    -0.169    0.0447    0.0302     0.034     0.098     0.138         0
              {  -3.5}  {   3.5}  {   3.5}  {  -3.5}  {   3.5}  {   3.5}  {   3.5}  {   3.5}  {   3.5}
       DDLM      0.639    -0.552   -0.0871     0.487    -0.129   -0.0871   -0.0981    -0.282    -0.398         0
   {t-value}  {   8.1}  {  -8.1}  {  -8.1}  {   8.1}  {  -8.1}  {  -8.1}  {  -8.1}  {  -8.1}  {  -8.1}

Pi = alpha beta', the long-run coefficients:
                  LP_1      LM_1      LE_1      LY_1     LID_1     LPT_1   T1959_1   T1975_1   T1991_1     Trend
       DDLP     -0.059     0.051   0.00804   -0.0449    0.0119   0.00804   0.00906    0.0261    0.0367         0
              { -22.1}  {  12.4}  {   2.3}  {  -5.1}  {   3.8}  {   2.3}  {   1.1}  {   2.6}  {   2.8}
       DDLM    -0.0605    0.0522   0.00824    -0.046    0.0122   0.00824   0.00929    0.0267    0.0377         0
   {t-value}  { -17.9}  {  11.5}  {   2.3}  {  -5.1}  {   3.8}  {   2.3}  {   1.1}  {   2.6}  {   2.7}

Gamma, the medium-run coefficients:
                 DLP_1     DLM_1       DLE       DLY      DLID      DLPT    DT1959    DT1975    DT1991  Constant
         LP      0.594    0.0985    -0.582    -0.153   -0.0344    -0.417    -0.158    -0.841     0.424    0.0468
         LM     -0.257     0.849    -0.478    -0.817     0.139    -0.309   -0.0285    -0.479     0.974     0.048

Residual correlations and standard errors:
                    LP        LM
         LP          1
         LM      0.342         1
       S.E.      0.072    0.0911

log-likelihood      272.415587  -log|Omega|        10.1784911
-T/2log|Omega|      615.798712
SC                 -2.63990924  AIC               -3.72587747
no. of observations        121  no. of parameters          47
no. of dependent vars, p     2  with lag length             2
weakly exogenous vars        4  with lag length             2
restr. deterministics        3  with lag length             2
rank of Pi=alpha*beta', r    1  columns in beta, p1        10
rank of I(2) matrix, s1      0  I(2) trends, s2=p-r-s1      1
no. of restrictions          3  identified                Yes
estimation:   Triangular+BFGS  Strong convergence
Constant/Trend:        CIDRIFT


Restrictions on columns of beta:
    CVec(1)       one -one-b    b     *     *    b     *     *     *     0
Test of restrictions on beta:           Chi^2(3)  =   2.4865 [0.4777]
```

6. Conclusión

El trabajo realiza dos tipos de contribuciones. En primer lugar, se deducen los determinantes del nivel de precios de equilibrio en una economía abierta, que depende de la cantidad de dinero, el producto, la tasa de interés real, el tipo de cambio y el precio internacional de los transables. En segundo lugar, se utiliza la ecuación del nivel de precios así obtenida para construir un modelo de corrección al equilibrio y estimar un modelo VAR I(2) cointegrado para la economía Argentina. Tradicionalmente se analiza el tema en el marco de una economía cerrada razón por la cuál el tipo de cambio y el precio internacional de los transables no juegan ningún rol en el equilibrio de largo plazo, aquí vemos que si intervienen a través de la participación de los transables en la canasta de consumo.

A futuro queda la tarea de pulir las estimaciones y analizar el efecto sobre el nivel de precios de shocks en la cantidad de dinero, en el tipo de cambio, en la tasas de interés y en el precio internacional de los transables.

Referencias

Basco, E., D' Amato, L., y Garegnani, L. (2006, agosto). Crecimiento monetario e infación: Argentina 1970-2005. *Documento de Trabajo BCRA*(13).

Ito, T., y Sato, K. (2008). Exchange rate changes and inflation in post-crisis asian economies: Vector autoregression analysis of the exchange rate pass-through. *Journal of Money, Credit and Banking*, *40*(7), 1407-1438.

Johansen, S. (1992). A representation of vector autoregressive processes integrated of order 2. *Econometric Theory*, *8*, 188-202.

Johansen, S. (1995). A statistical analysis of cointegration for i(2) variables. *Econometric Theory*, *11*, 25-59.

Johansen, S., y Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *52*(2), 169-210.

Juselius, K. (2007). *The cointegrated var model: Methodology and applications.* Oxford University Press.

McCarthy, J. (2007). Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. *Eastern Economic Journal*, *33*(4), 511-537.

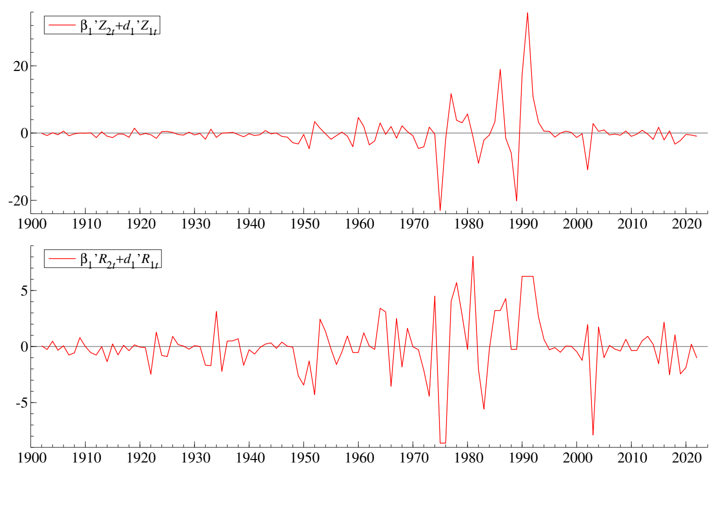
Sims, C. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, *48*, 1-48.

A. Estimación del modelo VAR I(2) sin restricciones sobre β

Cuadro 4: Estimación del modelo VAR I(2) para $(r, s, p - r - s) = (1, 0, 1)$

```
The estimation sample is:    1902 - 2022
The dependent variables are: LP LM
Weakly exogenous variables:  LE LY LID LPT
Other restricted variables:  T1959 T1975 T1991 Trend
Unrestricted variables:      dp1989 di1985 di1990 dp1963 dp1980 dp1984 dp1988
Deterministic specification: Restricted Trend (H_l, CATS::CIDRIFT)
    T1959                    Level shift at 1959
    T1975                    Level shift at 1975
    T1991                    Level shift at 1991

I(2) ESTIMATES FOR (r,s1,s2) =(1,0,1):
    Z0_t = alpha(beta'Z2_t + d'Z1_t) + e'Z1_t + rest* + epsilon_t, epsilon_t ~ N(0,Omega),
    Z0_t = DDX_t, Z1_t = DX_{t-1} | W_t | DD^r_t, Z2_t = X_{t-1} | D^r_{t-1}.
    Cointegrated I(2) model:
    Pi = alpha beta' with rank r < p, alpha_ort'Gamma beta_ort=xi eta' with rank s1 <= p-r.

beta', the normalized cointegrating vectors:
               LP_1      LM_1      LE_1      LY_1     LID_1     LPT_1   T1959_1   T1975_1   T1991_1     Trend
    CVec(1)       1    -0.802    -0.217     0.368    -0.211   -0.0694    -0.182    -0.484    -0.453    0.0151

alpha, the loadings on the cointegrating vectors:
             alpha[][0]
       DDLP   -0.0872
              { -21.4}
       DDLM   -0.0961
  {t-value}   { -18.2}

d', the cointegrating vectors of the differences:
              DLP_1     DLM_1       DLE       DLY      DLID      DLPT    DT1959    DT1975    DT1991  Constant
   CDVec(1)    2.84      4.44     -6.02     -4.56      0.45     -4.28     -1.15     -7.47      6.74      8.14

e', the stationary relations zeta tau'Z1_t:
              DLP_1     DLM_1       DLE       DLY      DLID      DLPT    DT1959    DT1975    DT1991  Constant
       DDLP  -0.334     0.268    0.0724    -0.123    0.0703    0.0232    0.0608     0.161     0.151  -0.00504
             {  -5.4}  {   5.4}  {   5.4}  {  -5.4}  {   5.4}  {   5.4}  {   5.4}  {   5.4}  {   5.4}  {  -5.4}
       DDLM   0.533    -0.428    -0.116     0.196    -0.112    -0.037   -0.0971    -0.258    -0.241   0.00805
  {t-value}  {   6.7}  {  -6.7}  {  -6.7}  {   6.7}  {  -6.7}  {  -6.7}  {  -6.7}  {  -6.7}  {  -6.7}  {   6.7}

Pi = alpha beta', the long-run coefficients:
               LP_1      LM_1      LE_1      LY_1     LID_1     LPT_1   T1959_1   T1975_1   T1991_1     Trend
       DDLP -0.0872    0.0699    0.0189   -0.0321    0.0184   0.00605    0.0159    0.0422    0.0395  -0.00132
             { -21.4}  {  21.4}  {  21.4}  { -21.4}  {  21.4}  {  21.4}  {  21.4}  {  21.4}  {  21.4}  { -21.4}
       DDLM -0.0961    0.0771    0.0208   -0.0354    0.0202   0.00667    0.0175    0.0465    0.0435  -0.00145
  {t-value}  { -18.2}  {  18.2}  {  18.2}  { -18.2}  {  18.2}  {  18.2}  {  18.2}  {  18.2}  {  18.2}  { -18.2}

Gamma, the medium-run coefficients:
              DLP_1     DLM_1       DLE       DLY      DLID      DLPT    DT1959    DT1975    DT1991  Constant
         LP   0.581     0.119    -0.597    -0.274   -0.0311    -0.396    -0.161    -0.812     0.436     0.715
         LM   -0.26     0.855    -0.463    -0.634     0.156    -0.374   -0.0131     -0.46     0.889     0.775

Residual correlations and standard errors:
                 LP        LM
         LP       1
         LM    0.34         1
       S.E.  0.0707    0.0917

log-likelihood      273.658830  -log|Omega|          10.1990406
-T/2log|Omega|      617.041955
SC                 -2.54155482  AIC                 -3.69684017
no. of observations        121  no. of parameters            50
no. of dependent vars, p     2  with lag length               2
weakly exogenous vars        4  with lag length               2
restr. deterministics        3  with lag length               2
rank of Pi=alpha*beta', r    1  columns in beta, p1          10
rank of I(2) matrix, s1      0  I(2) trends, s2=p-r-s1        1
no. of restrictions          0  identified                   No
estimation:    delta switching  Strong convergence
Constant/Trend:        CIDRIFT
```

B. Relación de cointegración



C. Gráfico de los resultados del modelo VAR I(2)