

Dinero, tipo de cambio e inflación en Argentina

Alejandro Gay

Universidad Nacional de Córdoba y CONICET

1 de noviembre de 2023

Workshop Instituto de Economía y Finanzas, UNC

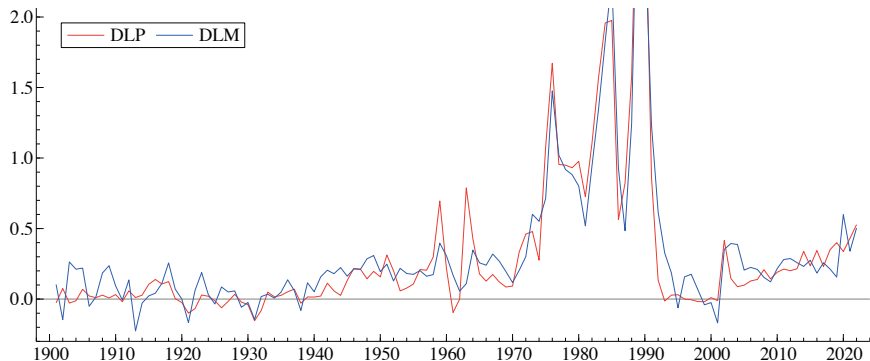


Hoja de ruta

- 1 Motivación
 - 2 Modelo
 - La decisión del agente
 - Condiciones de primer orden
 - Aproximación en el estado estacionario
 - Ecuación del nivel de precios
 - 3 El modelo VAR cointegrado
 - 4 Datos
 - 5 Estimación Empírica
 - Especificación del modelo
 - Resultados de la estimación
 - 6 Conclusión
- Referencias



Motivación

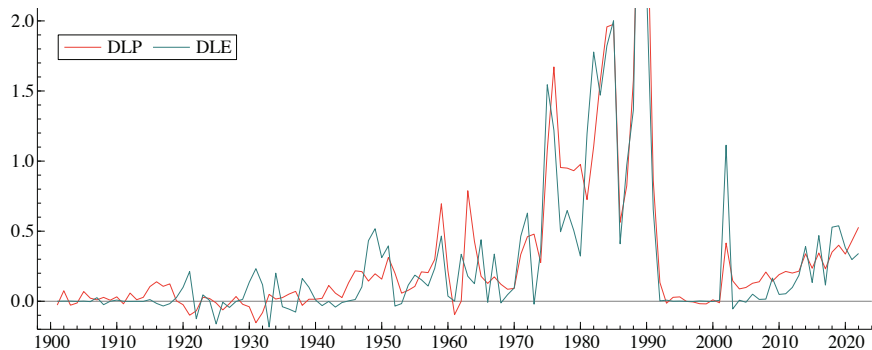


$$MV = PY$$

$$\frac{\Delta P}{P} = \frac{\Delta M}{M} - \frac{\Delta Y}{Y}$$



Motivación



$$P_T = EP_T^*$$

$$P = \gamma P_T + (1 - \gamma) P_N$$



Motivación

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 función de ello, en el trabajo se utiliza un modelo de optimización intertemporal para deducir los determinantes del nivel de precios de equilibrio, en una economía con bienes transables y no transables, y gasto público que se financia con impuestos y emisión.



El modelo: La decisión del agente

El agente representativo j maximiza intertemporalmente

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

La canasta de consumo

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

El índice de precios

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



La decisión del agente

La restricción presupuestaria

$$P_{T_t} F_t + M_t = P_{T_t} (1 + r_t) F_{t-1} + M_{t-1} + P_{N_t} Y_{N_t} + P_{T_t} Y_{T_t} + P_t C_t - P_t T_t \quad (4)$$

El gasto público

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

El gasto público es financiado por impuestos y señoaje.

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



Condiciones de primer orden

$$\frac{C_{Tt+1}}{C_{Tt}} = [\beta(1 + r_t)]^\sigma \left[\frac{\frac{P_t}{P_{Tt}}}{\frac{P_{t+1}}{P_{Tt+1}}} \right]^{\sigma-\theta} \quad (7)$$

$$\frac{C_{Nt}}{C_{Tt}} = \frac{(1 - \gamma)}{\gamma} \left(\frac{P_{Nt}}{P_{Tt}} \right)^{-\theta} \quad (8)$$

$$\frac{M_t}{P_t} = \left[\chi C_t^{\frac{1}{\sigma}} \frac{1 + i_t}{i_t - \pi_{t+1}} \right]^{1/\varepsilon} \quad (9)$$

$$Y_{Nt}^{\mu-1} = \frac{1}{\kappa} C_t^{-\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{P_{Nt}}{P_t} \right) \quad (10)$$



Aproximación en el estado estacionario

$$\frac{M_t}{P_t} = \left[\chi \frac{1}{\kappa Y_{Nt}^{(\mu-1)}} \frac{P_{Nt}}{P_t} \frac{1+i_t}{i_t - \pi_{t+1}} \right]^{\frac{1}{\varepsilon}} \quad (11)$$

$$\hat{M} - \hat{P} = \frac{1}{\varepsilon} \left[\hat{Y} + \gamma(\hat{P}_N - \hat{P}_T) - \hat{i} \right] \quad (12)$$

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



Ecuación del nivel de precios

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

$$\ln P_t = \beta_2 \ln M_t + \beta_3 \ln Y_t + \beta_4 \ln E_t + \beta_5 \ln P_{Tt}^* + \beta_6 \ln \left(\frac{i_t - \pi_{t+1}}{1 + i_t} \right) + v_t \quad (13)$$

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

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

$$0 < \beta_4 = \beta_5 = \frac{\gamma}{\varepsilon(1-\gamma) + \gamma} < 1$$

$$\beta_6 = -\beta_3 > 0$$



El modelo VAR cointegrado

$$X_t = \left(\ln P_t, \ln M_t, \ln Y_t, \ln E_t, \ln P_{Tt}^*, \ln \frac{i_t - \pi_{t+1}}{1 + i_t} \right) \quad (14)$$

Modelo VAR I(1)

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

en términos de corrección al equilibrio:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

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

$$\Pi = \alpha \beta'$$

Las relaciones de cointegración presentes en el vector $\beta' X_t$ pueden interpretarse como relaciones económicas de largo plazo.



El modelo VAR cointegrado

Modelo VAR I(2) (Johansen, 1992)

$$\Delta^2 X_t = \Pi X_{t-1} - \Gamma \Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-2} \Phi_i \Delta^2 X_{t-i} + \Theta D_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

donde $\Gamma = I - \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i$, $\Theta_i = -\sum_{j=i+1}^{k-1} \Gamma_j$, $i = 1, \dots, k-2$,

dos condiciones:

$$\Pi = \alpha \beta', \quad \text{con } \alpha, \beta \text{ siendo } p \times r, s < (p-r),$$

$$\alpha'_{\perp} \Gamma \beta_{\perp} = \varsigma \eta', \quad \text{con } \varsigma, \eta \text{ siendo } (p-r) \times s, s < (p-r),$$

Los números r , s , y $p-r-s$ son los índices de integración del modelo:

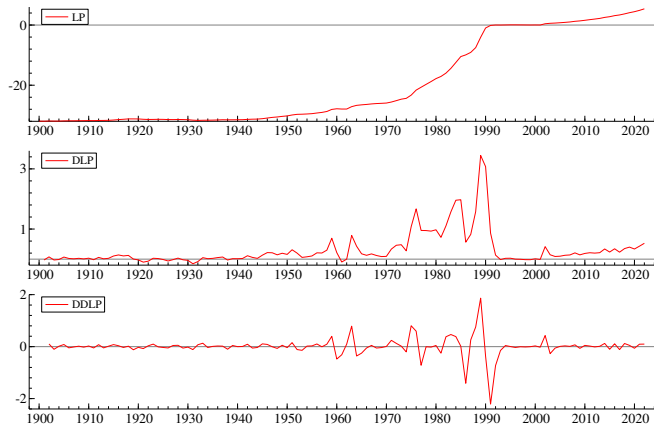
$$r : \beta' X_t - \delta \beta'_{\perp 2} \Delta X_t \sim I(0),$$

$$s : \beta'_{\perp 1} X_t \sim I(1),$$

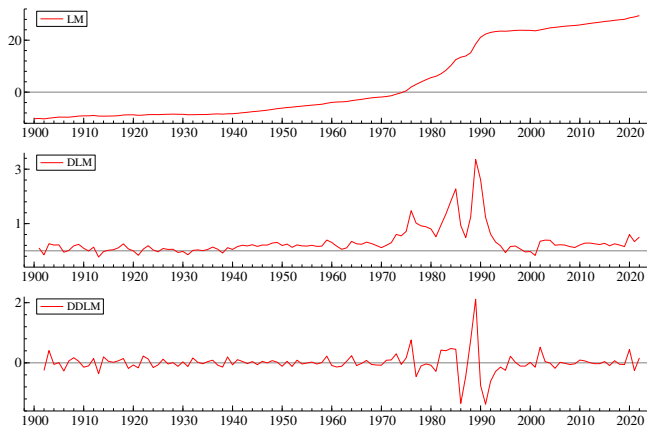
$$p-r-s : \beta'_{\perp 2} X_t \sim I(2).$$

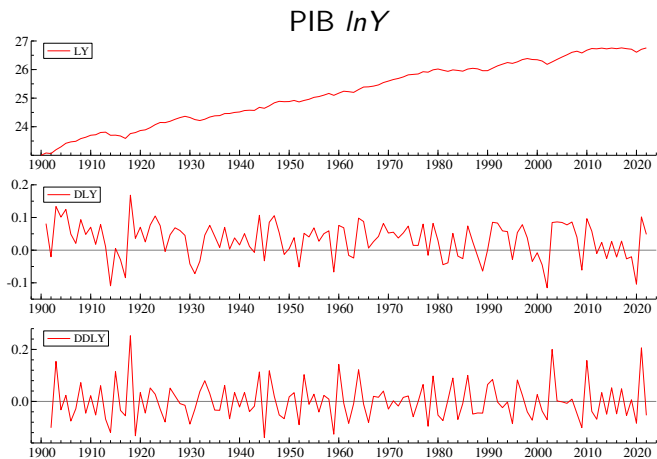


Precios *InP*

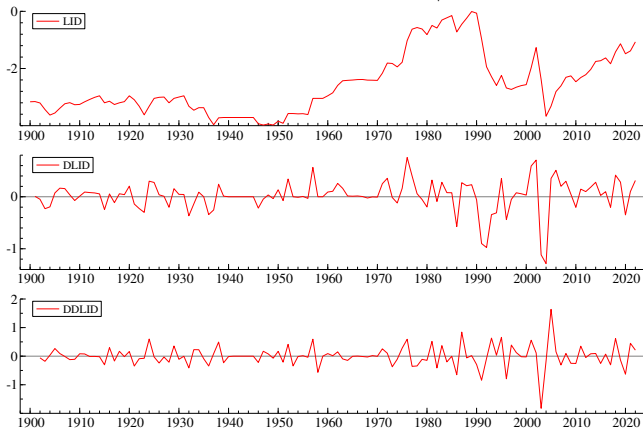


Dinero *InM*

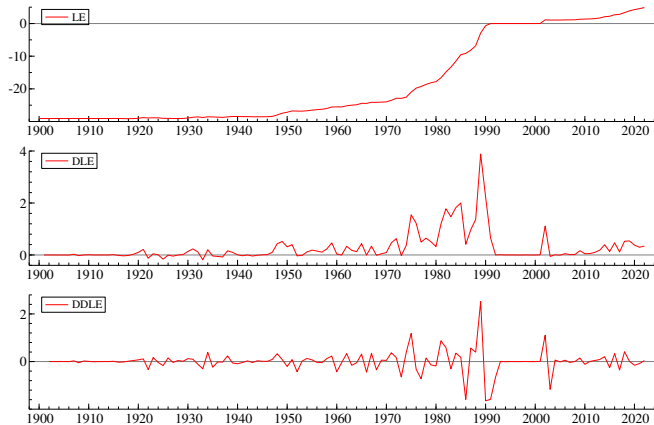




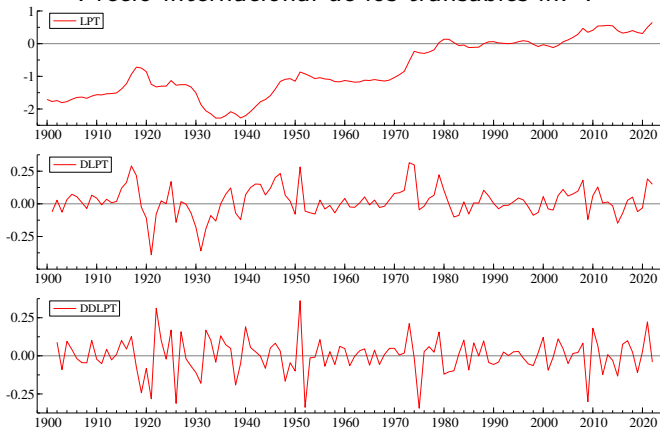
Tasa de interés $\ln \frac{i}{1+i}$



Tipo de cambio lnE



Precio internacional de los transables $\ln PT^*$



Estimación Empírica - Especificación del modelo

Se permite que las relaciones de cointegración sean estacionarias en tendencia y posean ordenada al origen distinta de cero. Es decir, hay una tendencia lineal t restringida al espacio de cointegración e integrada en el vector D_t^R y una constante C que se incluye en el vector D_t^U con las demás variables no restringidas del sistema.

Fue necesario introducir variables dummy puntuales en: 1963, 1980, 1984, 1988 y 1989.

y variables dummy transitorias en 1985 y 1990, para lidiar con shocks y garantizar cierta normalidad en los residuos.

Se detectaron quiebres en el vector de cointegración en 1959, 1975 y 1991. Las estimaciones se realizan con dos rezagos, considerando el nivel de precios y la cantidad de dinero como variables endógenas. Los test indican que el tipo de cambio, el producto, la tasa de interés y el precio internacional de los transables pueden considerarse variables débilmente exógenas.



Especificación del modelo

Simulación del estadístico del Test de la Traza 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

Especificación del modelo

Test del número de raíces unitarias y de los índices de integración en el modelo I(2).

Simulación del estadístico del Test de la Traza 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 [.NaN] <.NaN>	185.8 [.NaN] <.NaN>	102.7 [.NaN] <.NaN>
1	1		98.4 [0.005] <83.9>	17.6 [0.860] <42.1>



Los resultados de la estimación

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
 Weekly 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 (E 1, CATS::CIDRIFT)
 T1959 Level shift at 1959
 T1975 Level shift at 1975
 T1991 Level shift at 1991

I(2) ESTIMATES FOR $(r, s1, s2) = (1, 0, 1)$:
 $Z_0 t = \alpha(\beta_1 Z_1 t + d' Z_1 t) + e' Z_1 t + \text{rest} + \text{epsilon } t, \text{ epsilon } t \sim N(0, \Omega)$,
 $Z_0 t = \text{DDX } t, Z_1 t = \text{DX } (t-1) | W_t | \text{DD}^* r_t, Z_2 t = X_t(t-1) | D^* r_t(t-1)$.
 CointegratEd I(2) model:
 $\Pi = \alpha \beta'$ with rank $r < p$, $\alpha \text{ort} \Gamma \text{Gamma } \beta \text{ort-xi } \text{eta}'$ with rank $s1 < p-r$.

$\beta \alpha'$, 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

α , the loadings on the cointegrating vectors:

	alpha[[0]]
DDL1	-0.0872
	{ -21.4 }
DDL1	-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
CVec(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 $\text{zeta } \tau' Z_1 t$:

	DLP 1	DLM 1	DLE	DLY	DLID	DLPT	DT1959	DT1975	DT1991	Constant
DDL1	-0.354	0.259	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 }
DDL1	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
DDL1	-0.0872	0.0699	0.0189	-0.0371	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 }
DDL1	-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 }

Γ , 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



Resultados de la estimación

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'22 t + d'21 t) + e'21 t + rest* + epsilon t, epsilon t ~ N(0,Omega),

Z0' t = DDK t, Z1 t = DX (t-1) | W_t | DD'r_t, Z2_t = X_t(t-1) | D'r_t(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 = (R_1 phi_1, R_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]
DDL	-0.059
{t-value}	{ -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
DDL	-0.222	0.192	0.0302	-0.169	0.0447	0.0302	0.034	0.098	0.138	0
{t-value}	{ -3.5}	{ 3.5}	{ 3.5}	{ -3.5}	{ 3.5}	{ 3.5}	{ 3.5}	{ 3.5}	{ 3.5}	
DDL	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
DDL	-0.059	0.051	0.00804	-0.0449	0.0119	0.00804	0.00906	0.0261	0.0367	0
{t-value}	{ -22.1}	{ 12.4}	{ 2.3}	{ -5.1}	{ 3.8}	{ 2.3}	{ 1.1}	{ 2.6}	{ 2.8}	
DDL	-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

Resultados de la estimación

Modelo VAR I(2) imponiendo restricciones $\beta_2 = 1 - \beta_4$, $\beta_4 = \beta_5$

```
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. deterministic 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]
```


Los resultados de la estimación

$$\ln P_t = 0,86 \ln M_t - 0,76 \ln Y_t + 0,14 \ln E_t + 0,14 \ln P_{Tt}^* + 0,2 \ln \left(\frac{i_t}{1 + i_t} \right) + \dots$$

Conclusión

En un modelo de optimización intertemporal de economía abierta con dos bienes y sector público Se obtiene 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.

A partir de esos determinantes se elabora un modelo de corrección al equilibrio y se estima un modelo VAR I(2) cointegrado que explica la dinámica de la inflación en Argentina en el período 1900-2022.

El modelo VAR I(2) permitió estimar la ecuación del nivel de precios de equilibrio, obtener los coeficientes y calcular algunos parámetros profundos de la economía, Por ejemplo, una elasticidad PIB de la demanda de dinero de 0.88 y una participación de los transables en la canasta de consumo de 0.15.



Conclusión

Si bien este último valor puede parecer bajo, es consistente con el bajo nivel de pass-through (0.16) luego de la maxidevaluación del 2002.

Finalmente, la aplicación empírica del modelo al caso argentino representa una validación de la teoría que hemos desarrollado.



Relación de cointegración

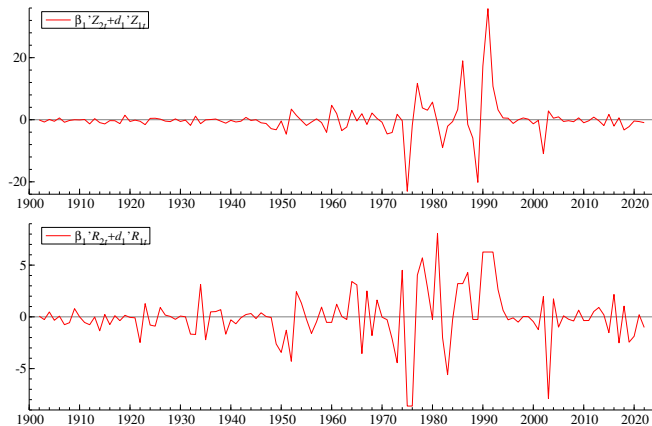
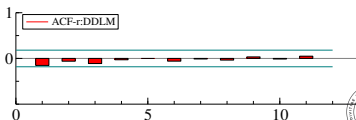
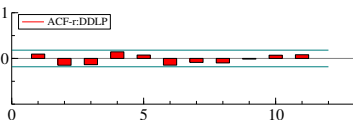
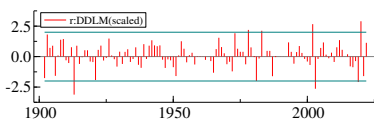
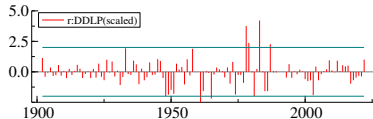
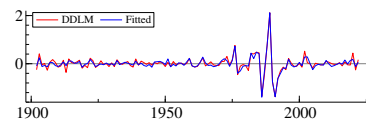
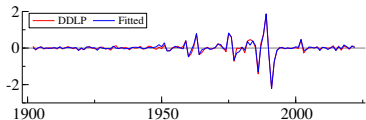
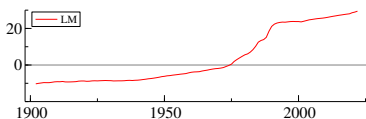
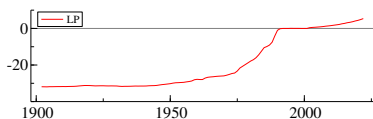


Gráfico de los resultados del modelo VAR I(2)



Referencias

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

