

# Tipo de cambio real y ahorro público en Argentina

Alejandro Gay

Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba - CONICET

7 de noviembre de 2017

Workshop Instituto de Economía y Finanzas, UNC



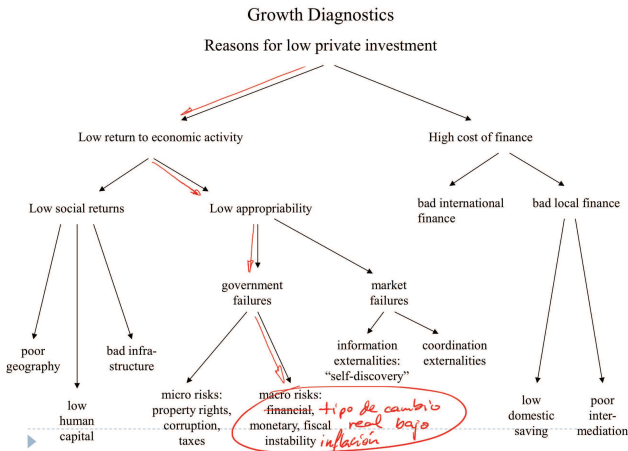
If applied econometrics were easy, theorists would do it.

# Hoja de ruta

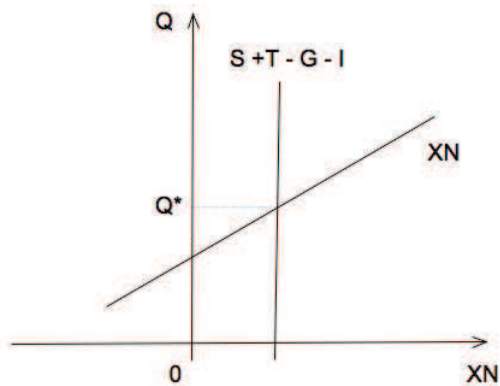
- 1 Motivación
  - 2 El modelo
    - Condiciones de primer orden
    - Aproximación en el estado estacionario
    - Ecuación del tipo de cambio real
  - 3 El modelo VAR cointegrado
  - 4 Datos
  - 5 Estimación Empírica
    - Especificación del modelo
    - Los resultados de la estimación
  - 6 Conclusión
- Referencias



# Motivación



# Motivación



# Motivación

El objetivo del trabajo consiste en estimar la ecuación del tipo de cambio real de equilibrio para analizar la sensibilidad del tipo de cambio real ante sus determinantes, en particular ante cambios en el ahorro público.

En un trabajo previo (Gay y Pellegrini, 2003) analizamos la dinámica del tipo de cambio real en Argentina en un modelo real de dos bienes y dos países, sin sector público. En esa oportunidad nos habíamos inspirado en Calderón (2002) que desarrollaba un modelo simple del comportamiento del tipo de cambio real en base al modelo de Obstfeld y Rogoff (1995) en la versión que incluye bienes no transables.

Ahora elaboraremos un modelo de dos países y dos bienes (transables y no transables) con sector público.



# El modelo

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

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



## El modelo

La restricción presupuestaria

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

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 señoreaje.

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





## Condiciones de primer orden

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

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

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

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



## Aproximación en el estado estacionario

$$\hat{P}_N - \hat{P}_T = \Phi \left[ r\hat{F} + \hat{A}_T - \frac{\mu\sigma}{\sigma(\mu-1)+1}\hat{A}_N + \hat{P}_T^X + \frac{\sigma(\mu-1)}{\sigma(\mu-1)+1}\hat{G} - \hat{T} \right] \quad (11)$$

$$\text{donde } \Phi = \frac{\sigma(\mu-1)+1}{2\theta[\sigma(\mu-1)+1] + \gamma(\sigma-\theta)}$$

# Ecuación del tipo de cambio real

El tipo de cambio real

$$Q_t = \frac{P_t^*}{P_t} \quad (12)$$

$$\hat{Q}_t = \hat{P}_t^* - \hat{P}_t \quad (13)$$

$$\hat{P}_t = \gamma \hat{P}_{Tt} + (1 - \gamma) \hat{P}_{Nt} \quad (14)$$

$$\hat{P}_t^* = \gamma \hat{P}_{Tt}^* + (1 - \gamma) \hat{P}_{Nt}^* \quad (15)$$

$$\hat{Q}_t = (\hat{P}_{Tt}^* - \hat{P}_{Tt}) - (1 - \gamma)(\hat{P}_{Nt} - \hat{P}_{Tt}) + (1 - \gamma)(\hat{P}_{Nt}^* - \hat{P}_{Tt}^*) \quad (16)$$



## Ecuación del tipo de cambio real

$$\ln Q_t = \eta + \beta_2 \frac{r_t F_t}{Y_t} + \beta_3 \ln \frac{A_{Tt}}{A_{Tt}^*} + \beta_4 \ln \frac{A_{Nt}}{A_{Nt}^*} + \beta_5 \ln \frac{P_{Tt}^X}{P_{Tt}^M} + \beta_6 \frac{G/Y}{G^*/Y^*} + \beta_7 \frac{T/Y}{T^*/Y^*} + v_t \quad (17)$$

Dónde

$$\beta_2 = -\frac{(1-\gamma)\Phi}{\gamma(1-n)} < 0; \quad \beta_3 = \beta_5 = -(1-\gamma)\Phi < 0; \quad \beta_4 = \frac{(1-\gamma)\mu\sigma\Phi}{\sigma(\mu-1)+1} > 0;$$

$$\beta_6 = -\beta_7 \frac{\sigma(\mu-1)}{\sigma(\mu-1)+1} = -(1-\gamma)\Phi \frac{\sigma(\mu-1)}{\sigma(\mu-1)+1} < 0;$$

$$\beta_7 = -\beta_3 = -\beta_5 = (1-\gamma)\Phi > 0;$$

$$\Phi = \frac{(\sigma(\mu-1)+1)}{2\theta[\sigma(\mu-1)+1]+\gamma(\sigma-\theta)}$$



## El modelo VAR cointegrado

$$X_t = \left( \ln Q_t, \frac{r_t F_t}{Y_t}, \ln \frac{A_{Tt}}{A_{Tt}^*}, \ln \frac{A_{Nt}}{A_{Nt}^*}, \ln \frac{P_{Tt}^X}{P_{Tt}^M}, \frac{(T_t - G_t)}{Y_t} \right) \quad (18)$$

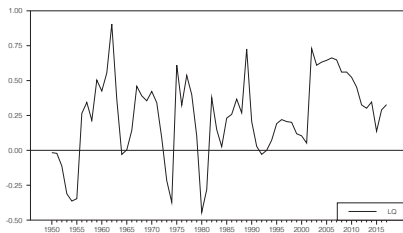
$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (19)$$

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

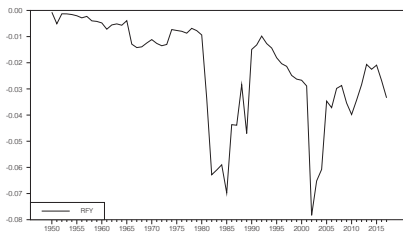
Los procesos  $\Delta X_t$  y  $\beta' X_t$  son estacionarios, mientras que  $X_t$  no lo es. Estas relaciones de cointegración comprendidas en el vector  $\beta' X_t$  pueden ser interpretadas como relaciones económicas de largo plazo.



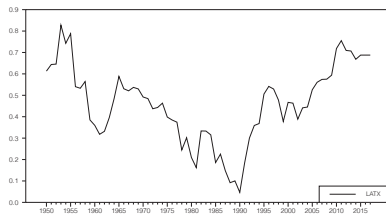
## Tipo de cambio real



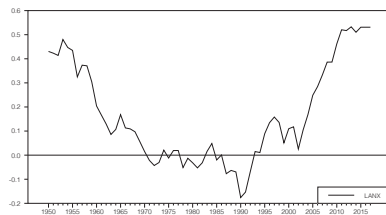
## Ingresos de los activos externos netos



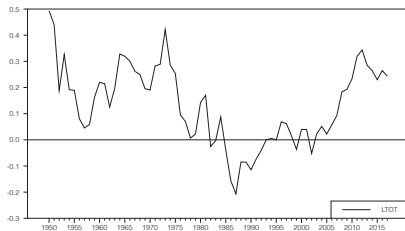
## Productividad transable relativa



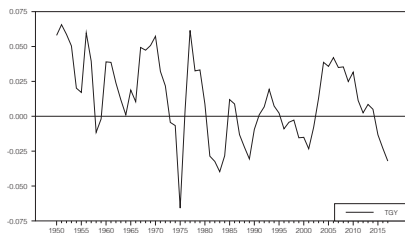
## Productividad no transable relativa



## Términos del intercambio internos



## Ahorro público en % del PIB





## Estimación Empírica - Especificación del modelo

El modelo básico que se utiliza 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.

Para corregir shocks se introducen variables dummy transitorias en: 1959, 1962, 1985, 1989, 2005.

Y variables dummy puntuales en: 1956, 1967, 1975, 1980, 1981, 1982 y 2002.

Los test indican que la productividad no transable y los términos del intercambio deben ser considerados como variables débilmente exógenas. Se utilizan dos rezagos.



Cuadro: I1 Analysis - Rank Test Statistics

I(1)-ANALYSIS							
p-r	r	Eig.Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
4	0	0,635	144,480	130,243	82,501	0,000	0,000
3	1	0,456	77,991	71,588	57,316	0,000	0,002
2	2	0,342	37,822	32,478	35,956	0,031	0,112
1	3	0,143	10,168	9,268	18,155	0,448	0,534

# Los resultados de la estimación

Cuadro: Estimación del modelo VAR conitegrado ( $r=2$ )

Los vectores propios (transpuestos)							
	LQ	RFY	LATX	TGY	LANX	LTOT	TREND
Beta(1)	4,053	12,663	5,286	-49,298	-4,395	1,238	-0,035
Beta(2)	1,071	-61,381	-2,970	14,793	1,032	0,163	-0,025

Las matrices basadas en 2 vectores de cointegración:

$\beta'$							
	LQ	RFY	LATX	TGY	LANX	LTOT	TREND
Beta(1)	1,000	3,124	1,304	-12,163	-1,084	0,306	-0,009
Beta(2)	-0,017	1,000	0,048	-0,241	-0,017	-0,003	0,000

# Los resultados de la estimación

LR-test, Chi-Square(6-r), P-values in brackets.

TEST OF STATIONARITY						
r	DGF	5% C.V.	LQ	RFY	LATX	TGY
1	5	11,070	46,203 [0,000]	29,486 [0,000]	52,131 [0,000]	34,965 [0,000]
2	4	9,488	22,648 [0,000]	3,446 [0,486]	29,767 [0,000]	26,486 [0,000]
3	3	7,815	13,439 [0,004]	1,566 [0,667]	22,778 [0,000]	14,022 [0,003]

Restricted Trend included in the cointegrating relation(s)

# Los resultados de la estimación

## Cuadro: Estimación del modelo con restricciones

Prueba del modelo con restricciones:  $\chi^2(5) = 4.607$  [0.466]

\*\*\* No Bartlett Correction for this test

Los vectores propios (transpuestos)							
	LQ	RFY	LATX	TGY	LANX	LTOT	TREND
Beta(1)	3,813	0,437	2,916	-46,095	-3,656	2,916	-0,036
Beta(2)	0,000	73,706	0,000	0,000	0,000	0,000	0,029

Las matrices basadas en 2 vectores de cointegración:

$\beta'$							
	LQ	RFY	LATX	TGY	LANX	LTOT	TREND
Beta(1)	1,000 [NA]	0,115 [4,324]	0,765 [4,324]	-12,090 [-9,031]	-0,959 [-3,903]	0,765 [4,324]	-0,010 [-4,856]
Beta(2)	0,000 [NA]	1,000 [NA]	0,000 [NA]	0,000 [NA]	0,000 [NA]	0,000 [NA]	0,000 [3,096]



# Los resultados de la estimación

$\alpha$		
	Alpha(1)	Alpha(2)
DLQ	-0,064 [-1,389]	-0,165 [-0,185]
DRFY	-0,001 [-0,748]	-0,200 [-6,613]
DLATX	-0,000 [-0,019]	0,556 [1,948]
DTGY	0,044 [7,643]	0,017 [0,158]

## Los resultados de la estimación

$\Pi$							
	LQ	RFY	LATX	TGY	LANX	LTOT	TREND
DLQ	-0,064 [-1,389]	-0,172 [-0,193]	-0,049 [-1,389]	0,772 [1,389]	0,061 [1,389]	-0,049 [-1,389]	0,001 [1,123]
DRFY	-0,001 [-0,748]	-0,200 [-6,606]	-0,001 [-0,748]	0,014 [0,748]	0,001 [0,748]	-0,001 [-0,748]	-0,000 [-4,147]
DLATX	-0,000 [-0,019]	0,556 [1,945]	-0,000 [-0,019]	0,003 [0,019]	0,000 [0,019]	-0,000 [-0,019]	0,000 [1,439]
DTGY	0,044 [7,643]	0,023 [0,203]	0,034 [7,643]	-0,530 [-7,643]	-0,042 [-7,643]	0,034 [7,643]	-0,000 [-6,808]

# Conclusión

En un modelo de optimización intertemporal de economía abierta con dos bienes y dos países con sector público hemos encontrado que el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo depende del rendimiento de los activos externos (en % PIB), de los términos de intercambio, del ratio de productividades relativas transable y no transable, de la recaudación y del gasto público (en % PIB) del país doméstico en relación a los del resto del mundo.

A partir de estos determinantes se elabora un modelo de corrección al equilibrio (un modelo VAR cointegrado) que describe la dinámica del tipo de cambio real en el período 1950-2017.

Se constata que el ahorro público juega un rol clave en la determinación del tipo de cambio real de equilibrio.





## Referencias

- Calderón, C. (2002). Real exchange rates in the long and short run: a panel co-integration approach. *Central Bank of Chile Working Papers*(153).
- Gay, A., y Pellegrini, S. (2003). The equilibrium real exchange rate of argentina. En *8th Annual Meeting of the Latin American and Caribbean Economic Association LACEA*.
- Obstfeld, M., y Rogoff, K. (1995). Exchange rate dynamics redux. *The Journal of Political Economy*, 103(3), 624-660.

