

IEF - Facultad de Ciencias Económicas. Agosto de 2011

LOS SHOCKS FISCALES Y MONETARIOS EN LA ECONOMÍA ARGENTINA: EVIDENCIAS DE UN MODELO VAR COINTEGRADO



María Victoria Anauati

**Trabajo dirigido por el profesor Ernesto Rezk
y supervisado por el profesor Jorge Oviedo**

Objetivo



Estudiar los efectos dinámicos de shocks fiscales y monetarios en variables macroeconómicas argentinas recurriendo a un modelo VAR cointegrado y VAR en niveles

- 
- I. **Introducción**
 - II. **Métodos econométricos**
 - III. **Conclusión**



I. Introducción

Antecedentes (1)

- La literatura empírica para la economía Argentina es relativamente escasa
- Rezk et al. (2006) respaldan el cumplimiento del supuesto de la Escuela de la Economía de la oferta y la presencia de crowding out real
- Rezk e Irace (2008) encuentran un comportamiento Keynesiano (LP) y un crowding out real y financiero (CP)

Antecedentes (2)



- Basco, Castagnino y D'Amato (2010) recurren a un VAR para los periodos 1960-2006 y 1995:1-2009:4, encontrando:
 - para datos anuales, un rol dominante de la PF
 - para datos trimestrales, el producto responde positivamente ante el aumento en el gasto público en forma leve y no duradera

Motivación



¿ Existen interacciones fiscales y monetarias en el largo y corto plazo?

¿Existe un efecto crowding out en la economía argentina?

¿Se observa un comportamiento de tipo Keynesiano?

¿Por qué un modelo VEC y VAR?

VEC

- Para estimar relaciones de equilibrio de largo plazo y tendencias comunes

VAR

- Para analizar la respuesta dinámica de las variables ante cambios de política

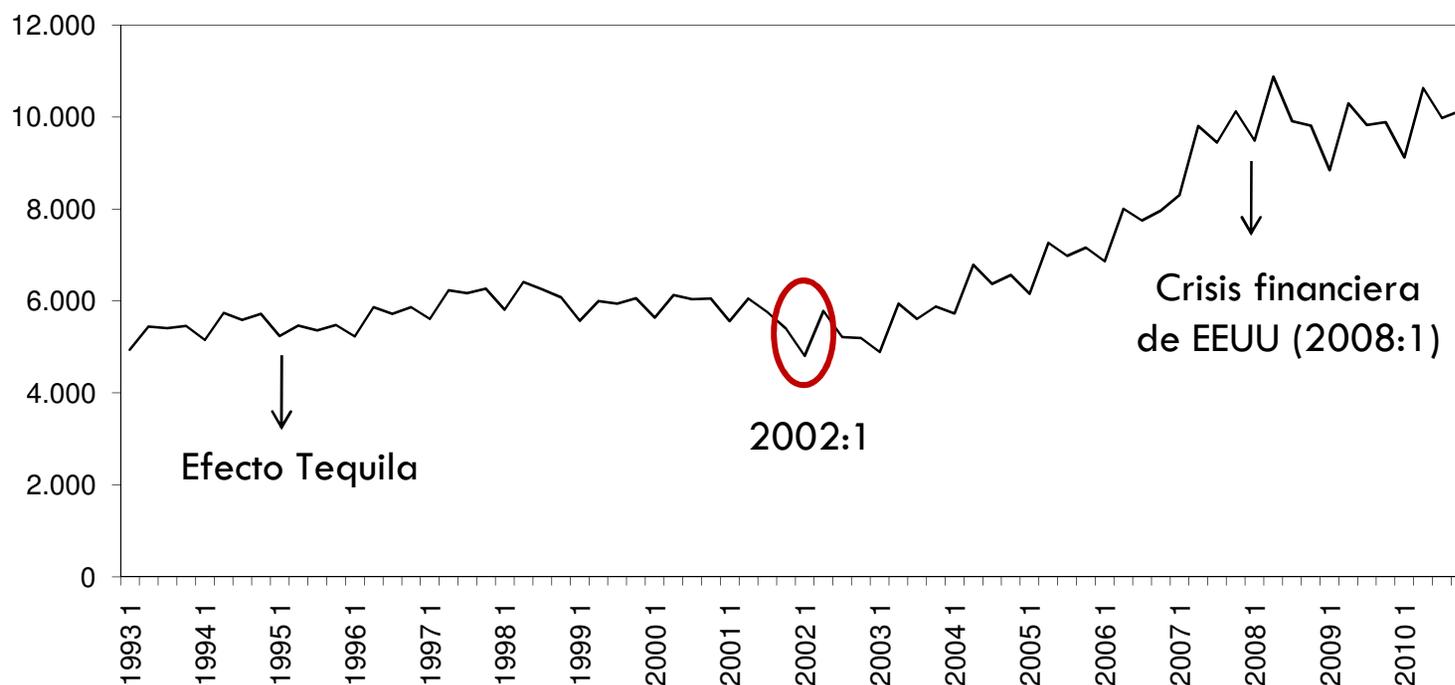
$$X = (LPIB, LRT, LGP, DES, INFLA, TI)$$

Variables analizadas

Series trimestrales. Periodo 1993:1 - 2010:4	
Producto Bruto Interno	INDEC
Gasto Público (Gasto corriente + Gasto en capital)	MECON
Ingresos Tributarios (Recaudación tributaria + Contribuciones a la Seg. Social)	MECON
Tasa de desempleo	1993-2002: Rezk e Irace 2003-2010: INDEC
Tasa de inflación	MECON y estadísticas de la Prov. de Santa Fe
Tasa de interés activa de corto plazo	BCRA

Hechos estilizados

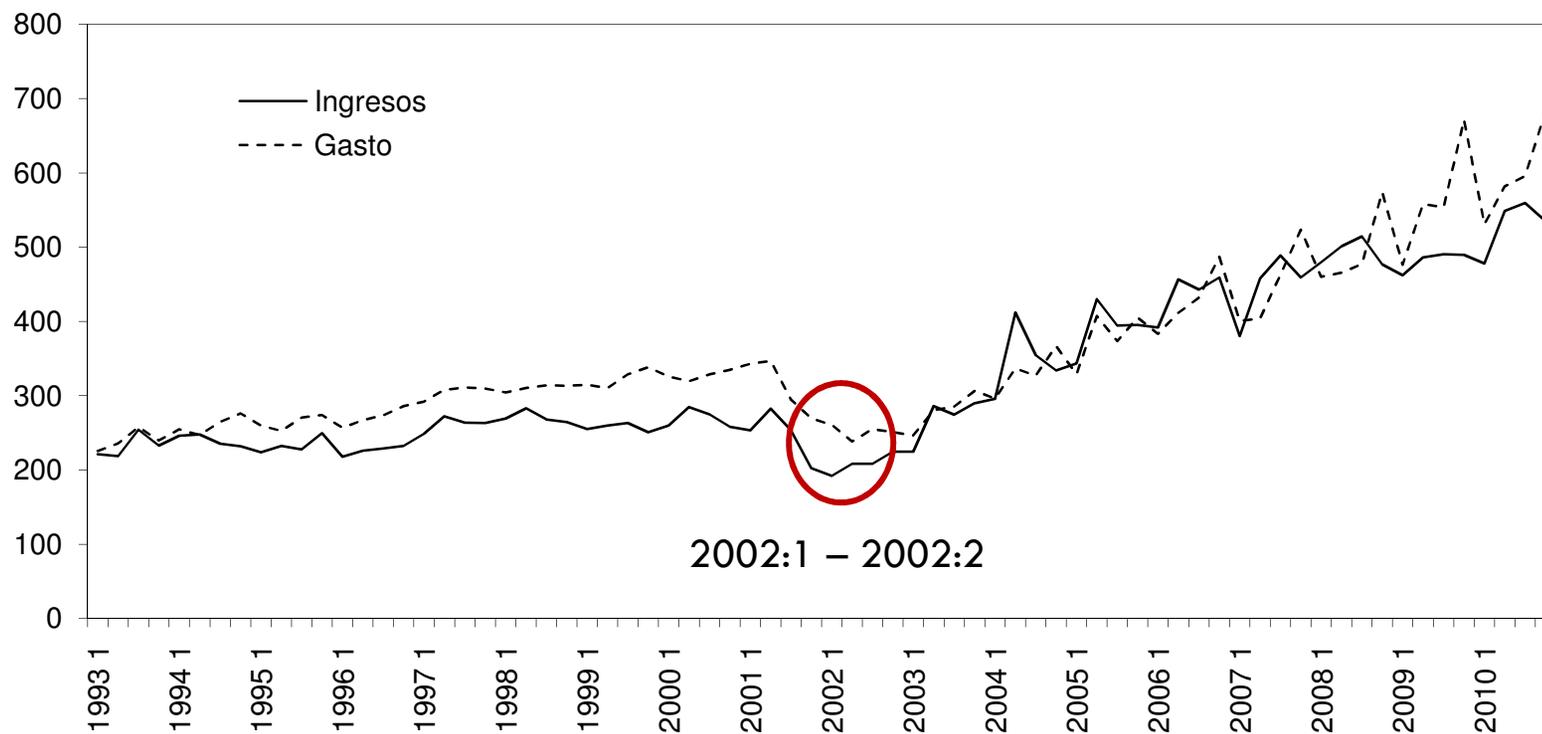
Argentina: Producto Bruto Interno
1993:1- 2010:4. Millones de pesos 2008:2



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC

Hechos estilizados

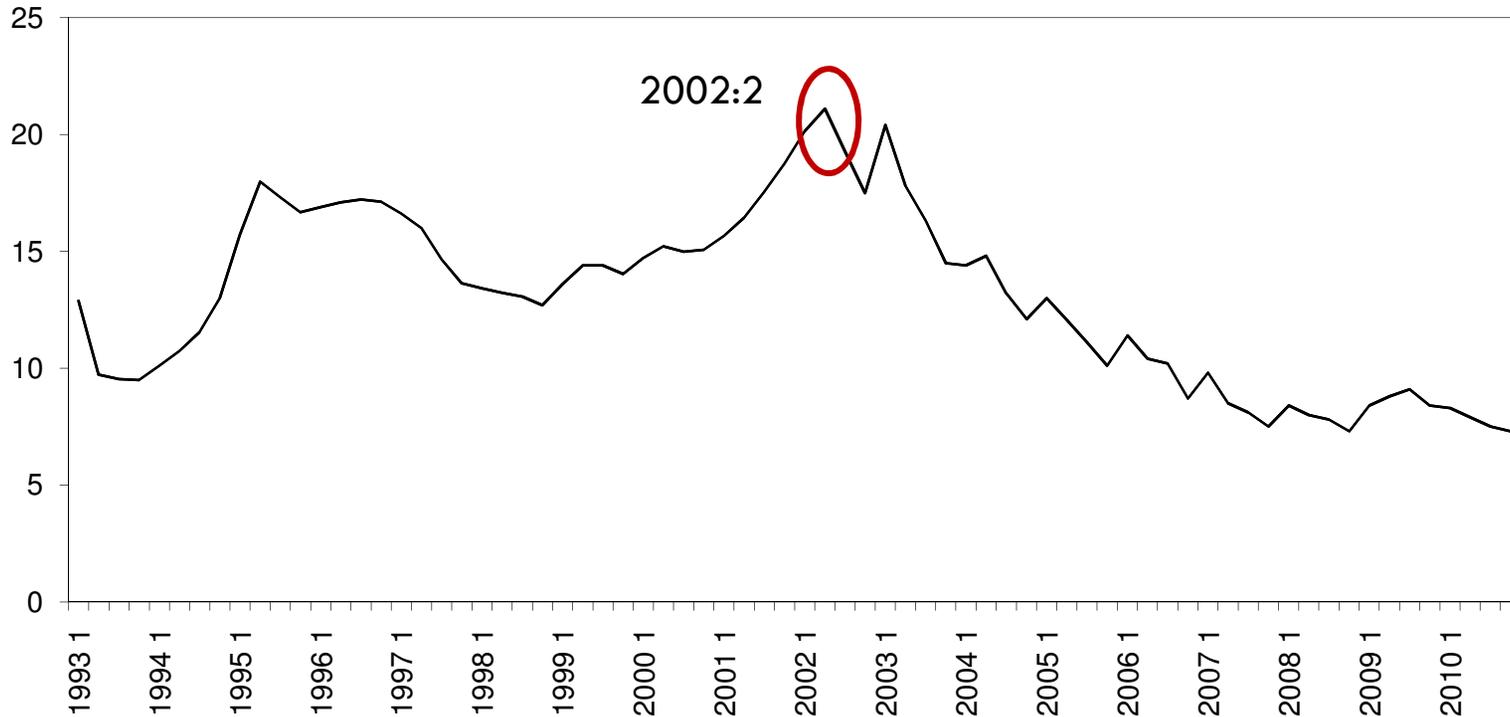
Argentina: Gasto Público Total e Ingresos Tributarios Totales
1993:1- 2010:4. Millones de pesos 2008:2



Fuente: Elaboración propia en base a datos del MECON

Hechos estilizados

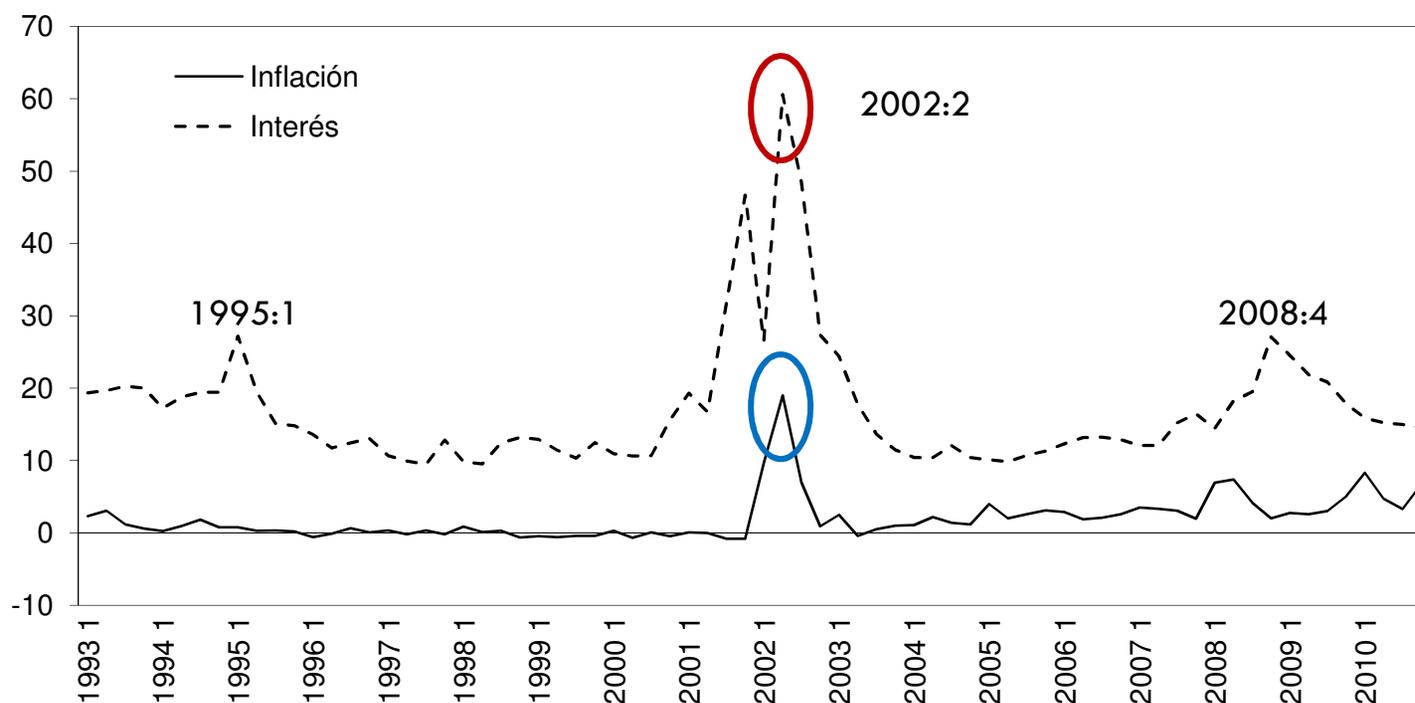
Argentina: Tasa de desempleo
1993:1- 2010:4 (en porcentaje)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC

Hechos estilizados

Argentina: Tasa de Inflación y Tasa de Interés Activa Nominal
1993:1- 2010:4 (en porcentaje)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRA, MECON y estadísticas de la provincia de Santa Fe.



II. Métodos Econométricos

VAR Cointegrado – VAR en niveles

VAR Cointegrado

Modelo de Cointegración

En base al resultado del Test de estacionariedad Dickey-Fuller:

LGP	}	I (1) ; no estacionarias
LRT		
LPIB		
DES		
INFLA	}	I (0) ; estacionarias
TI		

Modelo de Cointegración

Modelo VAR de dimensión $p=6$

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

Asumiendo que las variables son integradas de orden (1), es posible formular el ECM:

$$\Delta X = \Pi \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma \Delta X_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

donde X es un vector de variables endógenas

D_t es un vector de variables determinísticas

Especificación del ECM

- Vector de variables: $X = (LPIB, LRT, LGP, DES, INFLA, TI)$
- Quiebre estructural (en niveles) en 2002:2
- Constante en el espacio de cointegración
- Variables *dummies* estacionales centradas y variables *dummies* transitorias en los años 1995:2, 2001:1, 2003:2 y 2007:2
- Número óptimo de rezagos: 2 (*Lag reduction test*)

Orden de cointegración

En base a las pruebas: existen 2 vectores de cointegración

Análisis I(1)			
p-r	r	p-valor	p-valor*
6	0	0	0
5	1	0	0
4	2	0.006	0.058
3	3	0.134	0.382

Raíces del proceso			
r=0	r=1	r=2	r=3
1	1	1	1
1	1	1	1
1	1	1	1
1	1	1	0.873
1	1	0.627	0.628
1	0.567	0.614	0.576
0.527	0.567	0.614	0.576

¿El modelo es robusto?

- El quiebre estructural, las variables *dummies* transitorias y *dummies* estacionales centradas son significativas
- Se rechaza la hipótesis de exclusión de las variables
- No hay variables débilmente exógenas
- Se rechaza la prueba de estacionariedad de las variables dado el espacio de cointegración (incluido el test sugerido por Lütkepohl , 2005)

Primera relación de equilibrio. Signos de β_i

$$LPIB=0.16+1.74 LGP \ominus 2.79 LRT - 0.01 DES \oplus 0.28 INFLA \ominus 0.01 TI+14.55 C$$

- La relación negativa entre PIB y RT valida el supuesto de la Escuela de la Economía de la Oferta.
- Evidencia de un impulso de demanda tipo Keynesiano: un incremento en GP aumentaría el producto y reduce el desempleo

Segunda relación de equilibrio. Signos de β_i

$$TI = 32.43 - 51.80LPIB + 12.44LGP - 111.93LRT - 2.66DES - 0.63 INFLA + 154.18 C$$

- Vinculación entre el sector real y el monetario: correlación negativa entre TI, PIB
- \triangle LGP \rightarrow presión inflacionaria \rightarrow efecto compensador de TI
- No se encuentra evidencia de una situación de Curva de Phillips

Ambos vectores estiman la presencia de un efecto *crowding out* financiero

VAR en Niveles

Objetivo del modelo VAR



Analizar el impacto dinámico, en el corto plazo, de innovaciones en los instrumentos fiscales y monetarios sobre las variables consideradas

Acerca del modelo VAR

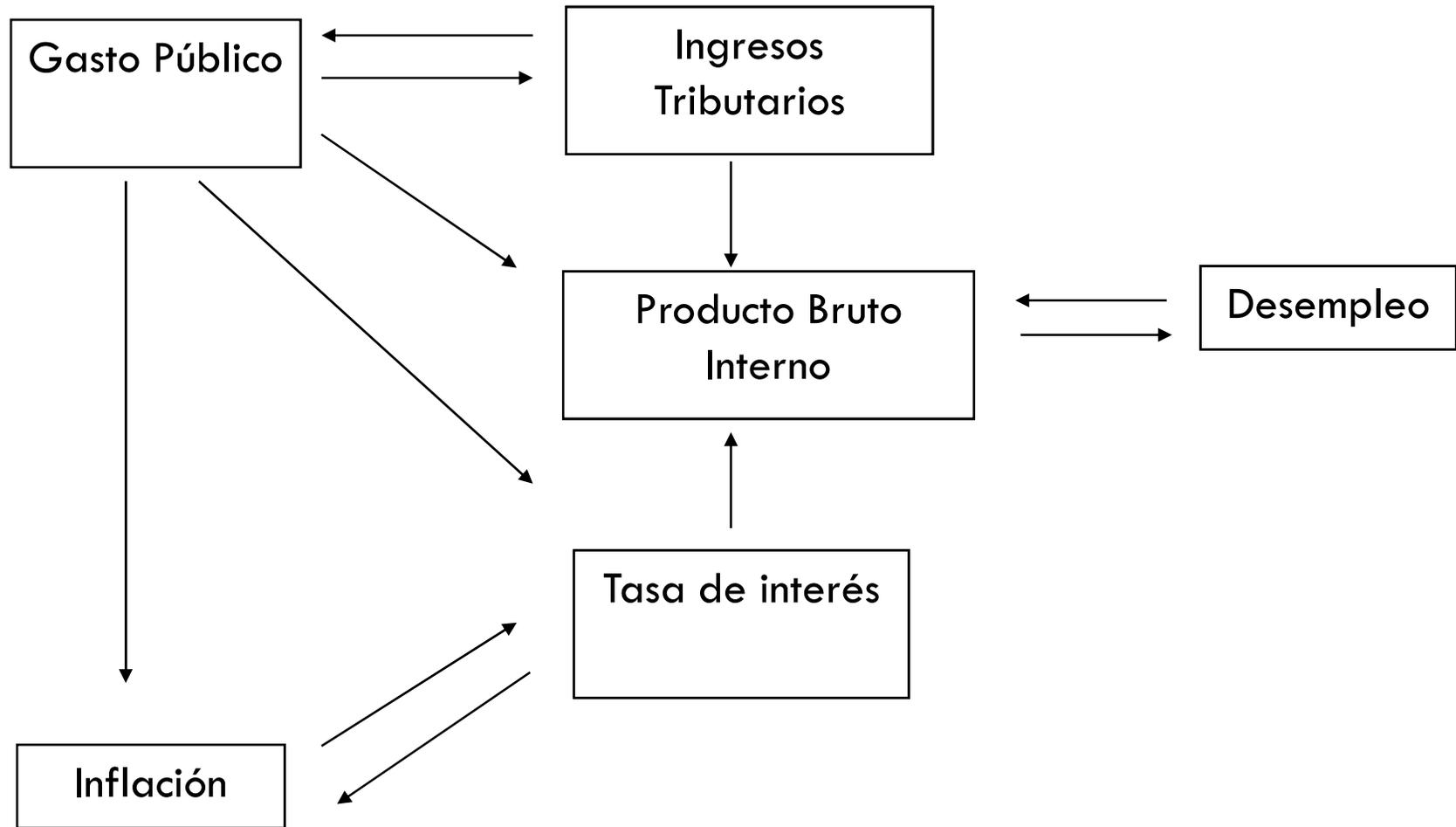


En la literatura no existe unanimidad respecto a las condiciones estadísticas que debe reunir el análisis

Ante variables no estacionarias, Hamilton (1994) sugiere:

1. Estimar un VAR en niveles, ignorando la no estacionariedad
2. Estimar un VAR en diferencias, garantizando la estabilidad del sistema
3. Considerar explícitamente la posibilidad de cointegración

Interrelaciones del modelo estructural



Especificación del modelo VAR



- Modelo VAR en su forma reducida: $X_t = A(L)X_{t-1} + U_t$
- Vector de variables: $X = (LGP, LRT, LPIB, DES, INFLA, TI)$
- Número óptimo de rezagos: 4 (*LR test*)
- Descomposición de Choleski

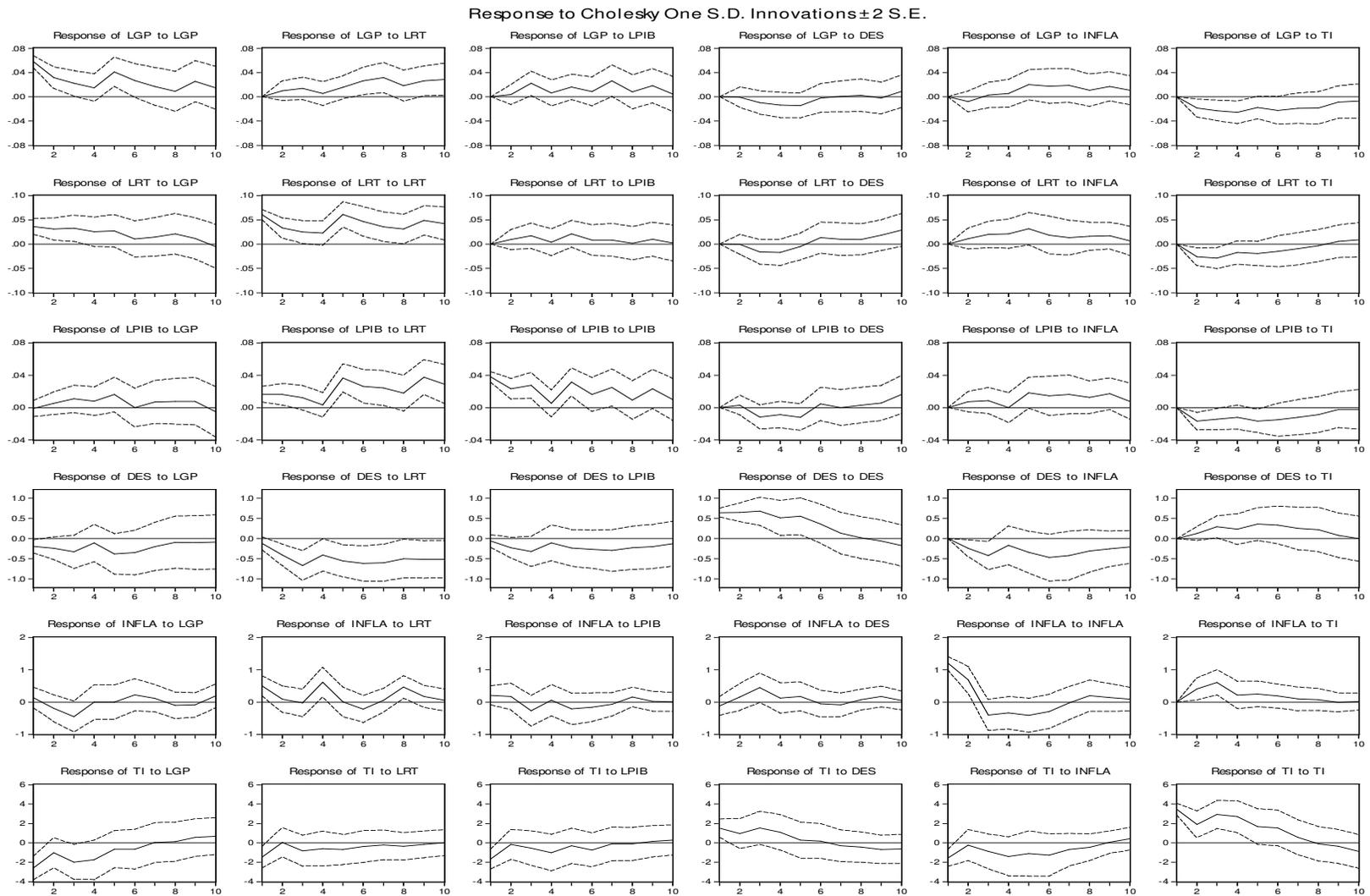
Pruebas estadísticas

- La estimación del modelo VAR cumple con las propiedades de estabilidad y nula autocorrelación, normalidad y homocedasticidad de los residuos



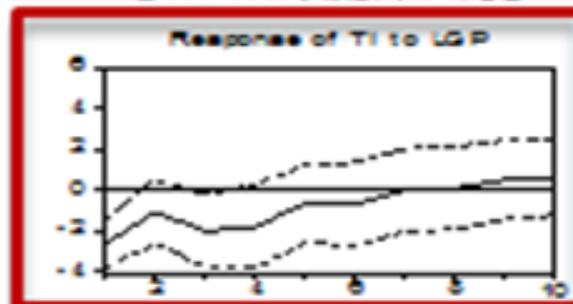
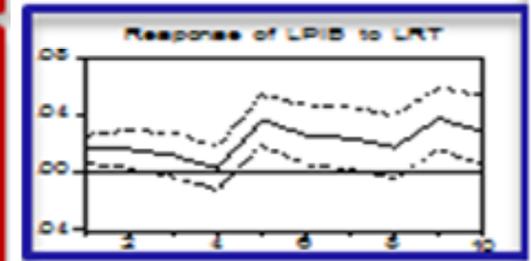
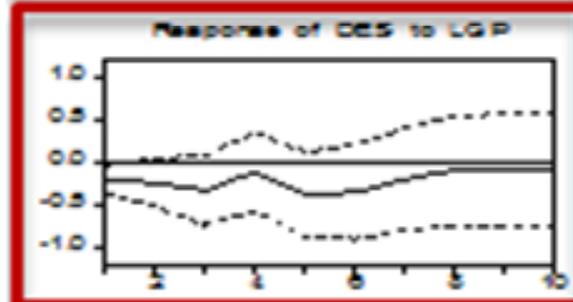
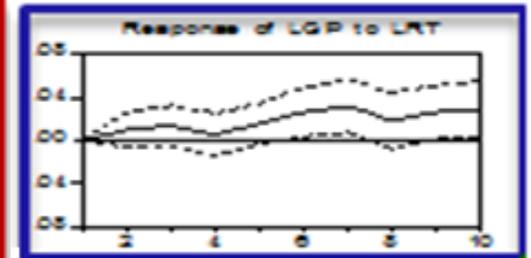
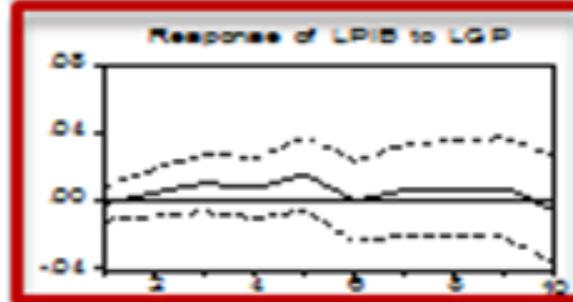
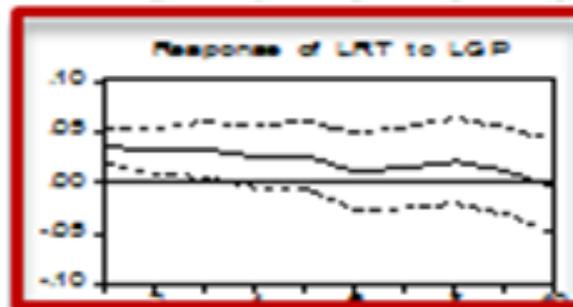
Los test validan la especificación del modelo y la estimación de las funciones impulso respuesta.

Funciones Impulso Respuesta



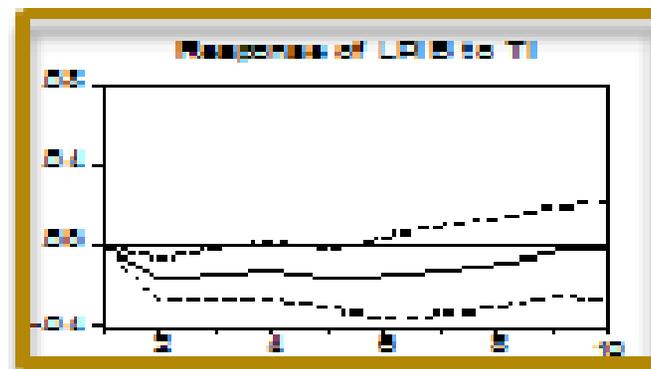
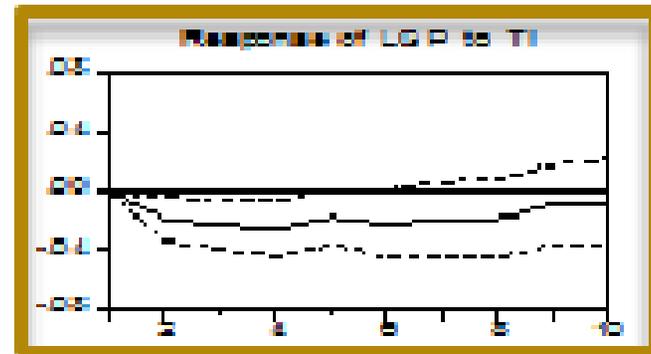
FIR (1)

- LGP vinculado LRT
- $\Delta LRT \rightarrow -\Delta LPIB$
- DES no responde a GP



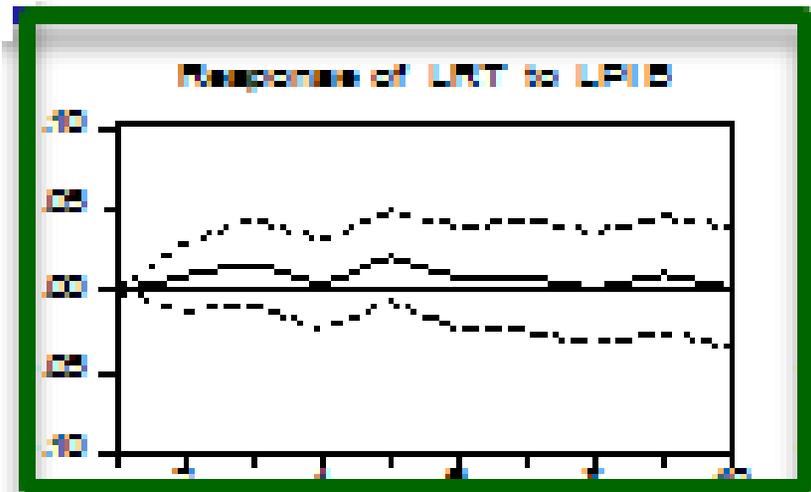
FIR (2)

- *crowding out financiero:*
 $\Delta LGP \rightarrow \Delta TI \rightarrow -\Delta LPIB$



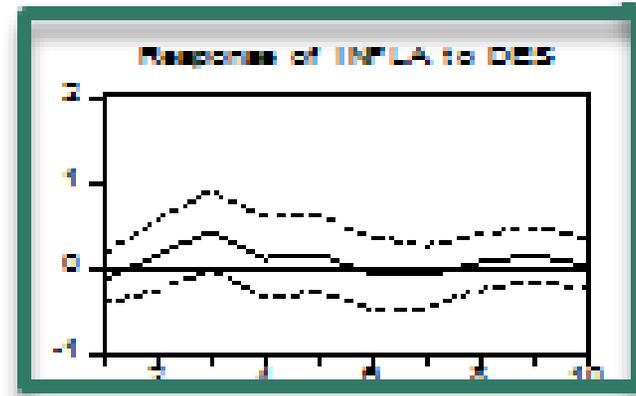
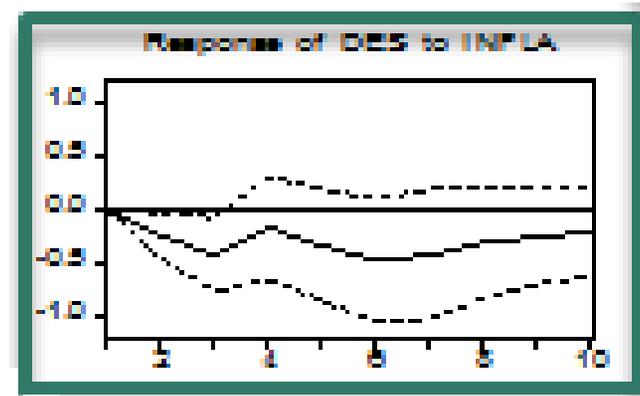
FIR (3)

- Baja elasticidad ingreso del sistema tributario

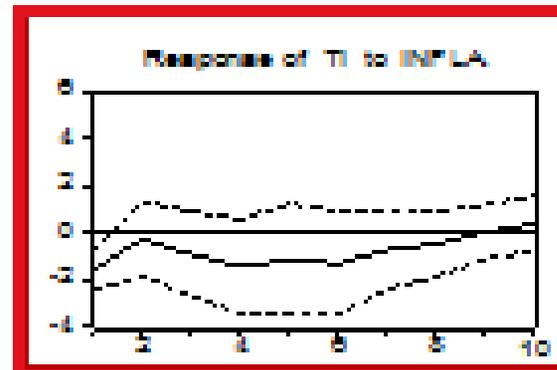
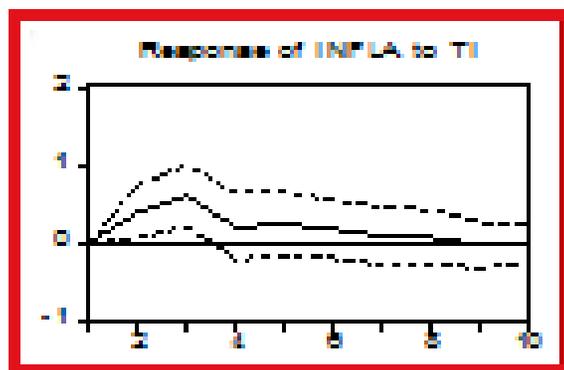
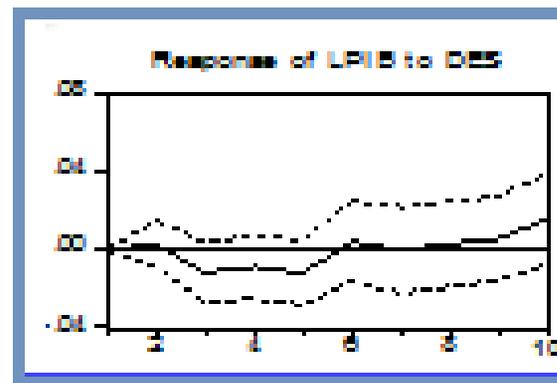
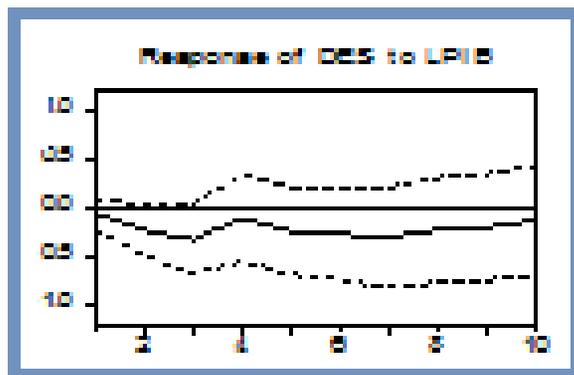


FIR (4)

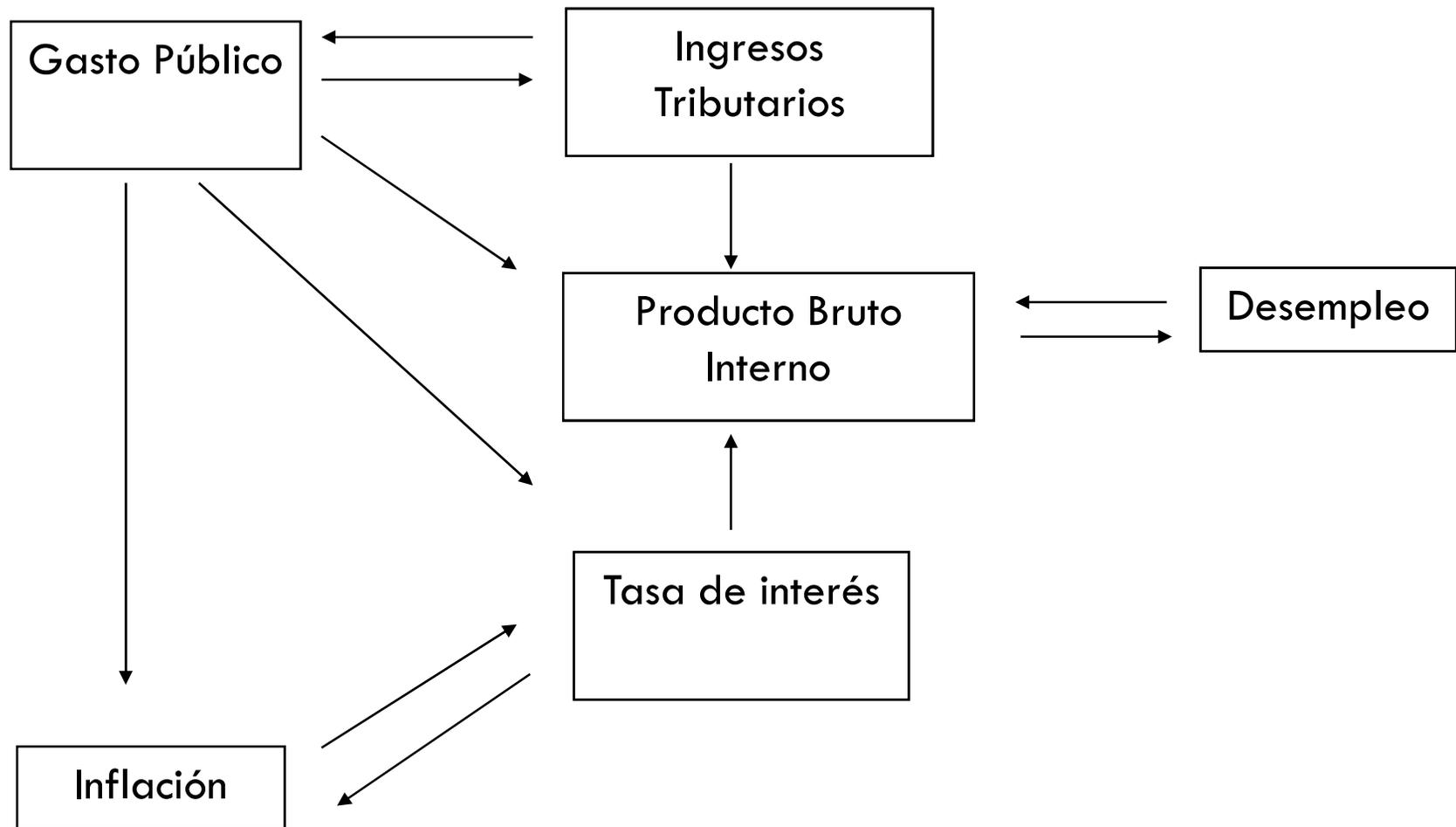
- No se comprueba la relación de la Curva de Phillips



FIR (5)



Interrelaciones que se cumplen





III. Conclusión

Principales implicancias (1)

El análisis de cointegración sugiere la existencia de DOS relaciones de equilibrio de LP y CUATRO tendencias comunes



GP, RT, PIB, DES, INFLA y TI responden ante shocks, para en LP, converger a la situación de equilibrio

Principales implicancias (2)



AMBOS ENFOQUES dan evidencia de:

- Una relación entre el sector real y el monetario
- Un efecto *crowding out financiero*
- Se cumple el supuesto de la Esc. de la Economía de la Oferta
- La política de expansión del gasto público tiene un carácter asistencialista, sin lograr reducir el DES
- La estructura tributaria refleja una la baja elasticidad ingreso de los impuesto
- No se observa una situación de Curva de Phillips



GRACIAS



Anexo

VEC - Pruebas Estadísticas (1)

- El quiebre estructural, las variables *dummies* transitorias y *dummies* estacionales centradas son significativas al menos en una de las ecuaciones.
- Se rechaza la hipótesis de exclusión de las variables del modelo

Test de exclusión								
r	LPIB	LGP	LRT	DES	INFLA	TI	C(2002:02)	Constante
2	8.479	5.891	15.493	8.897	50.663	9.163	16.447	13.133
	[0.014]	[0.053]	[0.000]	[0.012]	[0.000]	[0.010]	[0.000]	[0.001]

Prueba LR,

Chi-cuadrado, p-valores entre paréntesis

Pruebas Estadísticas (2)

- No se identifica ninguna variable exógenamente débil

Prueba de exogeneidad débil						
r	LPIB	LGP	LRT	DES	INFLA	TI
2	10.044	14.101	27.43	6.302	52.368	27.814
	[0.007]	[0.001]	[0.000]	[0.043]	[0.000]	[0.000]

Prueba LR. Chi-cuadrado, p-valores entre paréntesis

- Las variables no son $I(0)$ dado el espacio de cointegración

Prueba de estacionariedad						
r	LPIB	LGP	LRT	DES	INFLA	TI
2	28.44	24.92	33.07	31.71	29.32	18.13
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]

Prueba LR. Chi-cuadrado; p-valor entre paréntesis
Constante restringida y *shift dummy* incluida

Pruebas Estadísticas (3)

- Siguiendo a Lütkepohl (2005), se prueba la estacionariedad de las variables TI, INFLA que individualmente resultaban $I(0)$

β'								
	LPIB	LGP	LRT	DES	INFLA	TI	C(2002:02)	Constante
$\beta(1)$	0	0	0	0	0.336	0.078	-1.54	-1.237
$\beta(2)$	0	0	0	0	-0.41	0.12	-0.239	-1.808

TEST OF RESTRICTED MODEL: Chi-cuad(8) = 68.706 [0.000]
BARTLETT CORRECTION: Chi-caud(8) = 47.990 [0.000] (Factor de corrección: 1.43)

- Se rechaza la hipótesis de estacionariedad de las variables dado el espacio de cointegración



Las relaciones de equilibrio surgen de la interdependencia de las variables y no de su estacionariedad