



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

LIII Reunión Anual

Noviembre de 2018

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-28590-6-0

Producto potencial en un modelo de corrección al
equilibrio macroeconómico: Argentina
1900-2018

Gay Alejandro

Producto potencial en un modelo de corrección al equilibrio macroeconómico: Argentina 1900-2018^{*}

Alejandro Gay¹

31 de agosto de 2018

Resumen

En este trabajo se estima el producto potencial en el marco de un modelo de corrección al equilibrio dónde interactúan oferta y demanda agregada. Se estima un modelo VAR $I(2)$ cointegrado para Argentina en el período 1900-2018 que incluye: producto, capital ajustado por calidad, trabajo ajustado por calidad, tierra, consumo y términos del intercambio. Se obtiene que las participaciones de los factores en el producto son de 0.45, 0.49, 0.06 para el capital, trabajo y tierra respectivamente. No se rechaza la hipótesis de que el coeficiente de la tierra y de los términos del intercambio son iguales, lo que es compatible con el supuesto de que los términos del intercambio afectan la calidad de la tierra. Por otra parte, en la función consumo el coeficiente de los términos del intercambio es de 0.18, indicando que una mejora en los términos del intercambio aumenta el consumo. Para poder realizar ejercicios de simulación se elabora luego un modelo VAR $I(1)$ con idénticas especificaciones en cuanto a vectores y variables dummy, y se estima el producto potencial y la brecha del producto en el período 1970-2018.

Palabras claves: producto potencial, consumo, modelo VAR cointegrado, Argentina.

Clasificación JEL: C32, E23

^{*}La idea de este trabajo fue planteada como la última etapa en un proyecto FONCYT (PICT 1089) de la Agencia Nacional de Promoción Científica y Tecnológica en el 2006.

¹Universidad Nacional de Córdoba, CONICET, Facultad de Ciencias Económicas, Córdoba, Argentina.

²e-mail: gayalejandro@gmail.com

1. Introducción

El desequilibrio en la economía real es un hecho estilizado en la economía argentina que ha generado problemas de crecimiento, inflación y desempleo. Un indicador que permite evaluar el desequilibrio en el mercado de bienes es la brecha del producto, definida como la discrepancia entre el PIB observado y el producto potencial. Para calcular la brecha del producto es necesario estimar el producto potencial recurriendo a alguna de las metodologías disponibles. Un buen punto de partida lo constituye el enfoque de la función de producción donde se estiman los parámetros de una función de producción Cobb-Douglas, que luego se utilizan para calcular, como residuo, una serie de productividad total de los factores (PTF). Como la variable PTF así obtenida presenta marcadas oscilaciones se procede a suavizarla con algún filtro, habitualmente el de Hodrick-Prescott, para poder reintroducirla en la función de producción y obtener, suponiendo plena utilización de los factores productivos, el producto potencial.

El eslabón débil de esta metodología es, la necesidad de tener que suavizar los valores obtenidos de la productividad total de los factores que presenta ciclos marcados, hecho que se ve agravado en el caso argentino por las fuertes fases expansivas y recesivas de la actividad económica. En efecto, la medición de la productividad total de los factores calculada de esta manera, no es precisa, ya que al ser un residuo está sesgada por los shocks de demanda que afectan a la economía.

El propósito de este trabajo es elaborar un modelo de corrección al equilibrio, donde las interacciones entre oferta agregada y demanda tornen superfluo el mecanismo de filtrado de la PTF. Se pretende netear el componente espúreo de la productividad total de los factores, originado en los ciclos de demanda.

En un trabajo previo Gay (2013) hemos utilizado un modelo de corrección al equilibrio para estimar el producto potencial en base a una función de producción aislada del equilibrio macroeconómico, esto es, sin incorporar componentes de la demanda agregada.

2. Ecuaciones del modelo

Por el lado de la oferta, se considera una función de producción agregada de tipo Cobb-Douglas con tres factores productivos, capital (K), trabajo (L) y tierra (T), ajustados por sus respectivas calidades (Q_k), (Q_l) y por los términos del intercambio (ToT) que afectarían la calidad de la tierra. Una mejora en los términos del intercambio estimula un mayor uso de fertilizantes, riego y otras mejoras que incrementan la calidad de la tierra.

$$Y_t = (KQ_{kt})^{\beta_1} (LQ_{lt})^{\beta_2} (T_t ToT_t)^{\beta_3} e^{A+\Gamma t} \quad (1)$$

siendo Y_t el nivel del producto y $\beta_1, \beta_2, \beta_3, A, \Gamma$ los parámetros a estimar. Suponiendo rendimientos constantes a escala y competencia perfecta, β_1 representa la participación del capital en el producto, β_2 la participación del trabajo y β_3 la participación de la tierra. Los parámetros A y Γ permiten modelar el cambio tecnológico a lo largo del tiempo, donde A representa el nivel de la función de producción y Γ el componente de tendencia.

Tomando logaritmos la ecuación a estimar tiene la siguiente forma:

$$\ln Y_t = \beta_1 \ln(KQ_{kt}) + \beta_2 \ln(LQ_{lt}) + \beta_3 \ln T_t + \beta_3 \ln ToT_t + A + \Gamma t \quad (2)$$

Por el lado de la demanda, sabemos que el principal componente de la demanda agregada es el consumo, introduciremos entonces una ecuación que especifique sus determinantes. Siendo parsimoniosos, podemos considerar que en una economía abierta, el consumo depende del PIB y de los términos del intercambio (ToT) (Gay, 2006).

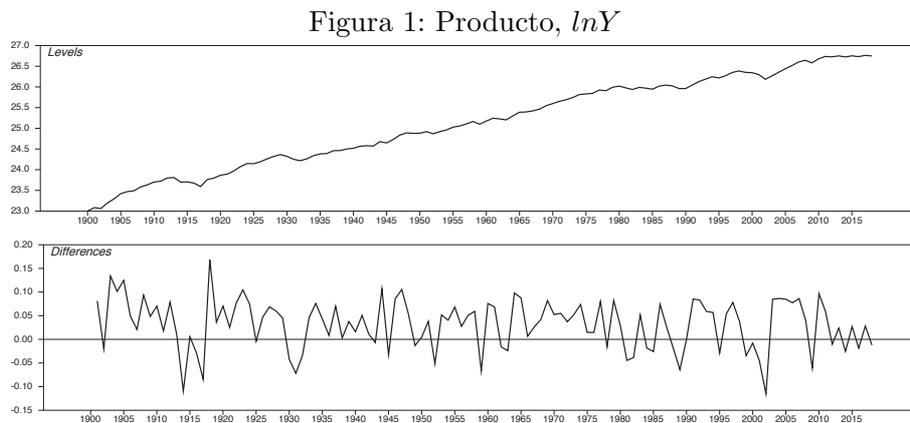
$$\ln C_t = \beta_4 \ln Y_t + \beta_5 \ln ToT_t + \eta \quad (3)$$

dónde $\beta_4 > 0$ es la elasticidad de sustitución intertemporal y el coeficiente $\beta_5 > 0$ ya que una mejora en los términos del intercambio aumenta los ingresos del comercio, incrementando el consumo del agente representativo.

3. Datos

Estimaremos el producto potencial en el período 1900-2018. Las variables nominales están expresadas a precios de 1993. El gráfico de cada variable tiene dos paneles, el panel superior muestra el logaritmo de la variable en niveles y el panel inferior la diferencia de logaritmos, esto es, su tasa de crecimiento.

En la figura 1 puede verse que la tasa de crecimiento del PIB ha sido muy variable y que la economía no ha logrado crecer de manera sostenida.



El stock de capital total se calculó en base a la metodología del inventario permanente a nivel desagregado para cada componente de la inversión, para calcular el stock de capital en un determinado período como la suma de los distintos tipos de inversiones realizadas hasta esa fecha, una vez que se ajustaron por las respectivas depreciaciones.

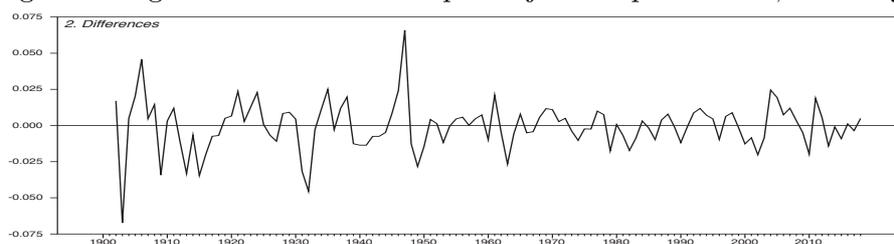


La figura 2 muestra la evolución del capital total ajustado por calidad y puede observarse que la primera diferencia de $\ln KQ_k$ aparentemente no es una variable estacionaria. Esto estaría indicando que el capital es una variable $I(2)$, y que se requiere diferenciar nuevamente el logaritmo del capital ajustado por calidad para obtener una variable estacionaria (figura 3).

Este comportamiento de la variable capital era previsible ya que por construcción ha sido generada acumulando inversión, que es una variable integrada de orden uno, $I(1)$.

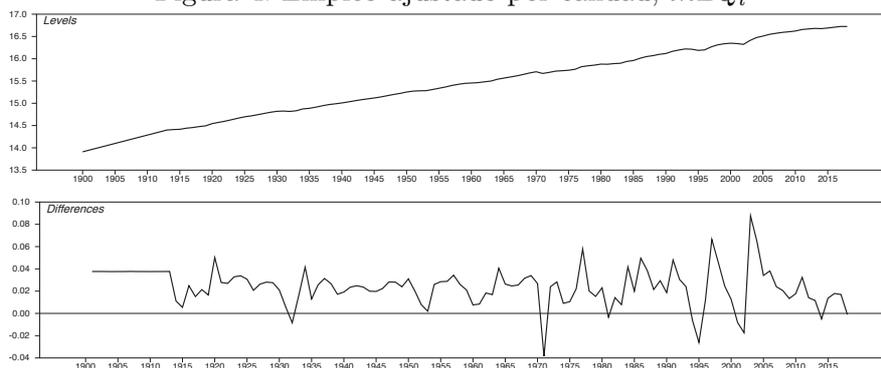
En el anexo se describe la metodología para elaborar el índice de calidad del capital, hay algunos componentes del capital más productivos que otros, por ejemplo maquinas y equipos

Figura 3: Segunda diferencia del capital ajustado por calidad, $dd\ln KQ_k$



son más productivos que las construcciones, de manera que la composición del capital importa.

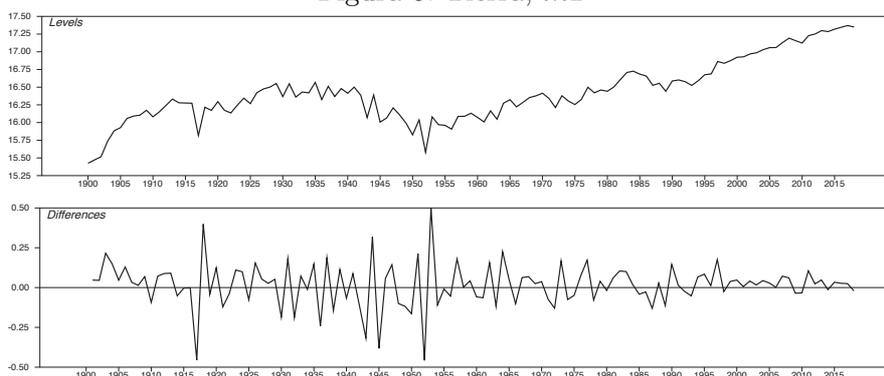
Figura 4: Empleo ajustado por calidad, $\ln LQ_l$



También es necesario ajustar por calidad el empleo, ya que distintos niveles educativos representan diferentes niveles de productividad. Los detalles de elaboración del índice de calidad del empleo figuran también en el anexo. La variable empleo ajustado por calidad de la figura 4 representa el número de ocupados ajustados por el índice de calidad que tiene un valor unitario en el año 1993.

El factor tierra de la figura 5 representa los millones de hectáreas cultivadas con cereales y oleaginosas. Puede constatar el fuerte impacto negativo sobre la cantidad de hectáreas cultivadas de la política agrícola del peronismo en la segunda mitad de la década de 1940.

Figura 5: Tierra, $\ln T$



El consumo privado de la figura 6 muestra una tendencia creciente pero se observan innumerables períodos de caída del consumo y no se observa que los agentes suavicen el consumo en el tiempo.

La figura 7 muestra los términos del intercambio internos y lejos pareciera estar verificándose la hipótesis del deterioro secular en los términos del intercambio, en particular, en los últimos 15 años se ha registrado una importante mejora en los mismos.

Figura 6: Consumo, $\ln C$

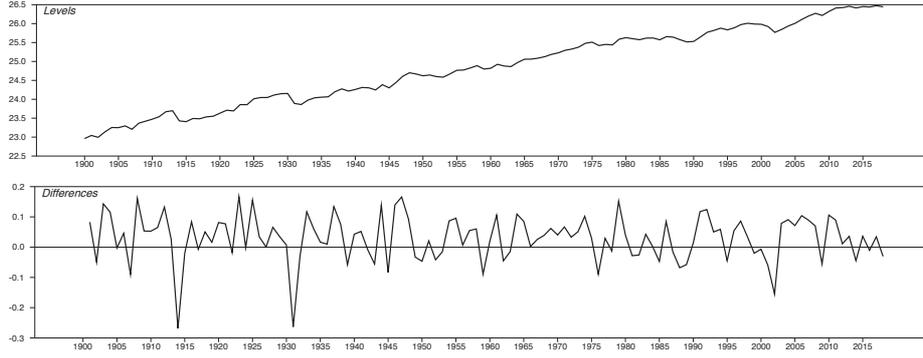
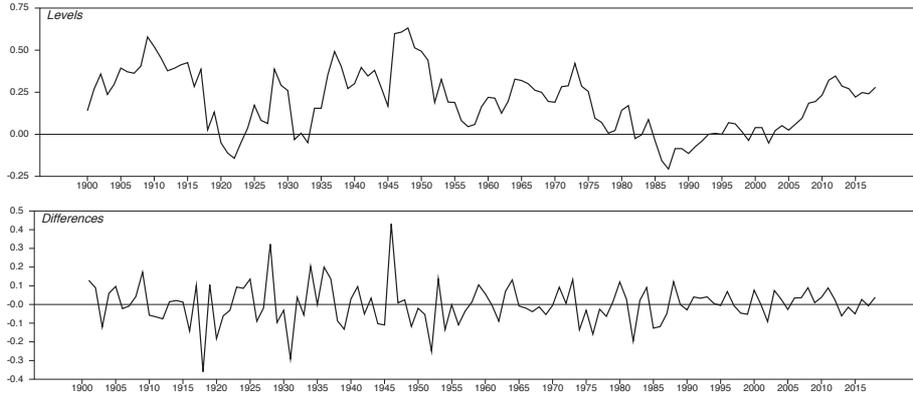


Figura 7: Términos del intercambio (internos), $\ln ToT$



4. El modelo VAR cointegrado

La idea de utilizar técnicas de cointegración para estimar la función de producción surge naturalmente si adoptamos la hipótesis de que el proceso de determinación del PIB puede describirse a partir de un modelo de corrección al equilibrio, dada la endogeneidad que existe entre el producto, el capital, el empleo, la tierra, el consumo y los términos del intercambio, al momento de alcanzar el equilibrio de largo plazo de la economía.

Definiendo el vector:

$$X_t = (\ln Y_t, \ln KQ_{kt}, \ln LQ_{lt}, \ln T_t, \ln ToT_t, \ln C_t)' \quad (4)$$

de dimensión 6×1 que contiene las variables que serán utilizadas en la estimación del producto. Suponiendo que el producto, el capital, el trabajo, la tierra, el consumo y los términos del intercambio están vinculados por relaciones de cointegración, podemos elaborar un modelo de corrección al equilibrio.

Presentaremos brevemente tanto el modelo VAR I(1) como el modelo VAR I(2), ya que recurriremos ambos en nuestras estimaciones.

4.1. El modelo VAR I(1)

El modelo VAR I(1) de dimensión $p = 6$ puede escribirse como:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

donde las X son fijas, $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T$ 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:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

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

Las propiedades del modelo de corrección del error 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 $p \times r$ 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 cointegración 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 de las funciones de producción y consumo que nos interesan.

4.2. El modelo VAR I(2)

En este caso, el modelo puede escribirse en términos de un modelo autoregresivo de corrección al equilibrio.

$$\Delta^2 X_t = \Pi X_{t-1} - \Gamma \Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-2} \Phi_i \Delta^2 X_{t-i} + \Theta D_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

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

D_t : vector de dummies y variables exógenas estacionarias.

El modelo VAR I(2) fue introducido en Johansen (1992), Johansen (1995) y sabemos que los parámetros deben satisfacer:

$$\Pi = \alpha\beta', \text{ con } \alpha, \beta \text{ de dimensión } p \times r, r < p$$

$$\alpha'_\perp \Gamma \beta_\perp = \xi \eta', \text{ con } \xi, \eta \text{ de dimensión } (p-r) \times s, s < (p-r)$$

dónde α_\perp representa el complemento ortogonal de α que tiene entonces dimensión $p \times (p-r)$ y satisface $\alpha'_\perp \alpha = 0$. Paruolo (1996) definió como índices de integración del modelo VAR I(2), a los números r , s , y $p-r-s$: r relaciones que cointegran al nivel $I(0)$, que probablemente incluyan las primeras diferencias de X_t , s relaciones de tipo $I(1)$ que constituyen las tendencias estocásticas $I(1)$, y finalmente, $p-r-s$ relaciones $I(2)$ a las que nos referimos como las tendencias $I(2)$ compartidas. Asociado con estos casos es posible encontrar matrices mutuamente ortogonales $(\beta, \beta_{11}, \beta_{12})$ dónde cada componente individual proporciona la base para relaciones $I(0)$, $I(1)$, e $I(2)$, respectivamente.

El modelo $I(2)$ puede caracterizarse por p relaciones diferentes:

$$r : \beta' X_t - \delta \beta'_{12} \Delta X_t \sim I(0) \quad (8)$$

$$s : \beta'_{11} X_t \sim I(1) \quad (9)$$

$$p - r - s : \quad \beta'_{\perp 2} X_t \sim I(2) \quad (10)$$

Las relaciones estacionarias $I(0)$ pueden expresarse en términos de combinaciones lineales entre los niveles de $\beta' X_t$ (que generalmente son $I(1)$) y las tendencias $I(2)$ diferenciadas $\delta \beta'_{\perp 2} \Delta X_t$ (que también son $I(1)$), e incluyen también las relaciones de cointegración polinomial. La matriz δ es de dimensión $r \times (p-r-s)$ y tiene un complemento ortogonal δ_{\perp} de dimensión $r \times (r-(p-r-s))$ que satisface $\delta'_{\perp} \delta = 0$. Más precisamente δ se define como $\delta = \bar{\alpha}' \Gamma \bar{\beta}_{\perp 2}$ donde $\bar{\alpha} = \alpha(\alpha' \alpha)^{-1}$ y $\bar{\beta}_{\perp 2} = \beta_{\perp 2}(\beta'_{\perp 2} \beta_{\perp 2})^{-1}$.¹

No todas las relaciones de tipo $I(0)$ en (8) deben ser de cointegración polinomial. Las combinaciones lineales donde las variables en diferencias no se requieren para obtener la estacionariedad están dadas por $\delta' \beta' X_t$. Por otra parte, las relaciones que seguramente requieren las variables diferenciadas son las relaciones de cointegración polinomiales, que están dadas por $\delta' \beta' X_t - \delta' \delta \beta'_{\perp 2} \Delta X_t$. Estas son las verdaderas relaciones de multicointegración. Entonces, las r $I(0)$ relaciones pueden ser particionadas en $p-r-s$ relaciones de multicointegración y las restantes $r-(p-r-s)$ relaciones de cointegración. Por supuesto esta separación requiere que $r \geq p-r-s$.

Para facilitar la exposición hemos ignorado los términos determinísticos.

5. Estimación Empírica

5.1. Especificación del modelo

A lo largo de más de un siglo, la economía Argentina ha atravesado por numerosas crisis macroeconómicas, por lo que es de esperar que existan quiebres de tendencia en el modelo. Recurriremos a la historia de las crisis económicas en Argentina y el test de exclusión de variables para detectar cual de los eventuales quiebres son estadísticamente significativos. Fue necesario introducir quiebres en los años 1959 y 1973, que corresponden a años de crisis macroeconómicas de magnitud. El quiebre de 1973 corresponde al shock del petróleo. Además se introdujeron variables dummies transitorias en los años 1902, 1917, 1943, 1947, 1952, para corregir anomalías en los datos y/o shocks transitorios; y una variable dummy puntual para el año 1914 en coincidencia con el comienzo de la primera guerra mundial y otra en 1931 por la gran depresión.

5.2. Test de los índices de integración

El test formal del número de raíces unitarias y de los índices de integración puede basarse en el estadístico de la traza $S_{r,s}$ analizado en Johansen (1995). Los resultados se presentan en la Tabla 1². La estructura de la tabla refleja la estructura parcialmente anidada del modelo $I(2)$. En cada línea, r es constante y $p-r-s$ (indicando el número de tendencias $I(2)$) disminuye hacia la derecha. El número de tendencias $I(1)$, s , es cero sobre la diagonal y aumenta hacia la derecha. Para determinar los índices $(r, s, p-r-s)$ se comienza considerando el modelo más restringido, esto quiere decir que la Tabla 1 debe leerse desde el ángulo superior izquierdo (el modelo más restringido) hacia la derecha y luego hacia abajo hasta identificar la primera hipótesis que no pueda ser rechazada. Esto es, hay que testear sucesivamente hipótesis menos y menos restringidas.

A pesar de que los valores críticos corresponden a un modelo sin quiebres y variables dummies; la tabla puede tener un valor indicativo. Se observa que la primera hipótesis que no puede rechazarse al 5% corresponde a la entrada $(r, s, p-r-s) = (3, 0, 1)$, que señala la existencia de un modelo con tendencia $I(2)$. El test sugiere entonces, que hay tres relaciones $I(0)$. Estas tres relaciones $I(0)$ pueden ser particionadas en dos relaciones de cointegración polinomial y una relación de cointegración.

¹ $P_{\alpha} = \bar{\alpha} \alpha' = \alpha \bar{\alpha}'$ representa la proyección en el espacio delimitado por las columnas de α

²Las estimaciones del modelo VAR $I(2)$ fueron realizadas con el programa CATS in RATS (Dennis, Hansen, Johansen, y Juselius, 2005)

Tabla 1: **I(2)-Analysis (ML Procedure)**

Rank Test Statistics						
$p - r$	r	$s_2 = 4$	$s_2 = 3$	$s_2 = 2$	$s_2 = 1$	$s_2 = 0$
4	0	611,714 [0,000]	430,734 [0,000]	278,200 [0,000]	161,057 [0,000]	119,423 [0,000]
3	1		277,015 [0,000]	148,488 [0,000]	87,381 [0,000]	71,631 [0,002]
2	2			75,990 [0,000]	45,912 [0,002]	27,551 [0,288]
1	3				15,532 [0,201]	6,959 [0,762]

Approximate 95 % fractiles						
$p - r$	r	$s_2 = 4$	$s_2 = 3$	$s_2 = 2$	$s_2 = 1$	$s_2 = 0$
4	0	141,531	115,818	94,243	76,841	82,501
3	1		89,020	69,376	53,921	57,316
2	2			48,520	34,984	35,956
1	3				20,018	18,155

The critical values correspond to the 'Basic Model'

El modelo $I(2)$ puede caracterizarse por los rangos (reducidos) de Π y $\alpha'_\perp \Gamma \beta_\perp$ dados por r y s respectivamente, esto es 3 y 1. Ahora que hemos determinado los rangos reducidos podemos estimar el modelo introduciendo restricciones que permitan una correcta identificación.

5.3. Test de hipótesis sobre los vectores de cointegración

Los resultados de la estimación del modelo $I(2)$ imponiendo los rangos reducidos es:

Tabla 2: Modelo $I(2)$ imponiendo rangos $(r, s_1, s_2) = (3, 0, 1)$

β' (Normalized)								
	LY	LKQ	LT	LC	LLQ	LTOT	T(1973:01)	TREND
Beta(1)	0,375	-0,993	0,154	1,000	-0,908	-0,133	-0,006	0,005
Beta(2)	1,000	-0,067	-0,062	-0,494	-0,360	0,047	0,008	-0,008
Beta(3)	1,000	-0,052	-0,231	0,237	-1,609	-0,202	0,019	-0,001

β'_2 (Normalized)				
	LY	LKQ	LT	LC
Beta2(1)	0,444	1,000	2,200	0,488

β'_2				
	LY	LKQ	LT	LC
Beta2(1)	0,144	0,323	0,711	0,158

$[\alpha, \alpha_{\perp 1}, \alpha_{\perp 2}]$				
	Alpha(1)	Alpha(2)	Alpha(3)	Alpha2(1)
DDLY	-0,068	-0,515	0,075	0,360
	[-2,022]	[-3,981]	[4,105]	[2,270]
DDLKQ	0,012	0,094	0,038	1,000
	[1,609]	[3,213]	[9,342]	[NA]
DDLT	-0,173	-0,782	0,552	-0,120
	[-2,273]	[-2,667]	[13,354]	[-4,165]
DDLC	-0,251	-0,047	0,024	0,034
	[-5,410]	[-0,263]	[0,948]	[0,453]

II								
	LY	LKQ	LT	LC	LLQ	LTOT	T(1973:01)	TREND
DDLY	-0,466	0,098	0,004	0,204	0,127	-0,030	-0,002	0,004
	[-3,548]	[2,842]	[0,389]	[2,821]	[2,015]	[-3,597]	[-2,063]	[3,489]
DDLKQ	0,137	-0,020	-0,013	-0,025	-0,107	-0,005	0,001	-0,001
	[4,620]	[-2,622]	[-5,444]	[-1,531]	[-7,511]	[-2,647]	[5,539]	[-3,070]
DDLT	-0,295	0,196	-0,106	0,344	-0,449	-0,125	0,005	0,005
	[-0,991]	[2,499]	[-4,485]	[2,098]	[-3,145]	[-6,580]	[2,038]	[1,969]
DDLC	-0,117	0,251	-0,041	-0,222	0,206	0,026	0,002	-0,001
	[-0,648]	[5,274]	[-2,873]	[-2,227]	[2,376]	[2,286]	[1,096]	[-0,697]

ζ (Loadings to $\tau' \Delta X_t$)			
	Zeta(1)	Zeta(2)	Zeta(3)
DDLY	-0,394	-0,464	-0,238
	[-3,002]	[-3,016]	[-1,176]
DDLKQ	0,297	0,391	-0,381
	[10,073]	[11,304]	[-8,354]
DDLT	-0,497	0,483	-0,242
	[-1,671]	[1,386]	[-0,526]
DDLC	-0,667	0,913	-0,365
	[-3,693]	[4,312]	[-1,310]

δ'								
	LY	LKQ	LT	LC	LLQ	LTOT	T(1973:01)	TREND
Delta(1)	-0,553	-0,687	-0,342	-0,802	-0,359	-0,277	-0,030	3,438
Delta(2)	-0,181	-0,223	-0,196	-0,202	-0,086	-0,154	-0,086	-4,059
Delta(3)	0,242	-0,457	-2,709	0,433	0,629	-0,106	-0,204	-0,996

RESIDUAL S.E. AND CROSS-CORRELATIONS				
	DDLY	DDLKQ	DDLT	DDLC
	0,034	0,008	0,076	0,046
DDLY	1,000	NA	NA	NA
DDLKQ	0,357	1,000	NA	NA
DDLT	0,281	0,067	1,000	NA
DDLC	0,715	0,194	0,183	1,000

5.4. Estimación del Modelo $I(2)$ con restricciones: $\beta = (H_1\varphi_1, \dots, H_r\varphi_r)$

Presentamos la estimación del modelo restringido dónde identificamos una función consumo en el primer vector, una función de producción con rendimientos constantes a escala ($\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$ en el segundo vector). Además hemos supuesto que varios coeficientes son nulos en el tercer vector de manera a obtener una relación capital/producto que puede interpretarse en términos de la hipótesis del acelerador. El quiebre en la tendencia en 1973 afecta a la función consumo, aumentando la tendencia a consumir en 0.6% y el quiebre también es significativo en la función de producción, disminuyendo la tasa de crecimiento en un mismo porcentaje (0.6%).

El test del modelo $I(2)$ con estas restricciones proporciona un estadístico $\chi^2(5) = 3,893$, p-value = 0.565, es decir la restricción de rendimientos constantes a escala no puede rechazarse, tampoco se rechaza que el coeficiente de los términos del intercambio sea igual a la participación de la tierra, y tampoco el hecho de que la función consumo dependa no solo del PIB sino también de los términos del intercambio. Los parámetros de la función de producción son estadísticamente significativos y tienen los signos esperados, la participación del capital es 0.444, la del trabajo 0.492 y la tierra 0.063.

Además el sistema describe adecuadamente la dinámica de las variables endógenas y presenta errores normales.

Tabla 3: Modelo I(2) $(r, s_1, s_2) = (3, 0, 1)$ con restricciones
 Test del Modelo I(2) con restricciones: $\chi^2(5) = 3,893[0,565]$ Log-Likelihood = 1681,386

β' (Normalized)								
	LY	LKQ	LT	LC	LLQ	LTOT	T(1973:01)	TREND
Beta(1)	-1,194 [-9,583]	0,000 [NA]	0,000 [NA]	1,000 [NA]	0,000 [NA]	-0,177 [-4,294]	-0,006 [-5,724]	0,009 [16,949]
Beta(2)	1,000 [17,297]	-0,444 [-9,210]	-0,063 [-7,661]	0,000 [NA]	-0,492 [-42,985]	-0,063 [-7,661]	0,006 [14,261]	-0,009 [-19,018]
Beta(3)	1,000 [NA]	-0,719 [-10,123]	0,000 [NA]	0,000 [NA]	0,000 [NA]	0,000 [NA]	0,000 [NA]	-0,013 [-18,431]

β'_2 (Normalized)				
	LY	LKQ	LT	LC
Beta2(1)	0,719	1,000	4,341	0,858

β'_2				
	LY	LKQ	LT	LC
Beta2(1)	0,143	0,199	0,862	0,170

$[\alpha, \alpha_{\perp 1}, \alpha_{\perp 2}]$				
	Alpha(1)	Alpha(2)	Alpha(3)	Alpha2(1)
DDLY	0,236 [3,365]	-0,300 [-2,410]	0,073 [1,076]	0,288 [2,155]
DDLKQ	-0,024 [-1,501]	0,179 [6,396]	-0,075 [-4,903]	1,000 [NA]
DDLT	0,441 [2,733]	1,030 [3,591]	-0,864 [-5,526]	-0,079 [-3,978]
DDLC	-0,148 [-1,495]	-0,169 [-0,961]	-0,217 [-2,263]	0,066 [0,959]

II								
	LY	LKQ	LT	LC	LLQ	LTOT	T(1973:01)	TREND
DDLY	-0,509 [-3,902]	0,081 [2,594]	0,019 [2,410]	0,236 [3,365]	0,148 [2,410]	-0,023 [-2,487]	-0,003 [-2,956]	0,004 [4,427]
DDLKQ	0,132 [4,518]	-0,026 [-3,676]	-0,011 [-6,396]	-0,024 [-1,501]	-0,088 [-6,396]	-0,007 [-3,445]	0,001 [5,133]	-0,001 [-4,457]
DDLT	-0,361 [-1,204]	0,164 [2,280]	-0,065 [-3,591]	0,441 [2,733]	-0,507 [-3,591]	-0,143 [-6,771]	0,004 [1,578]	0,006 [2,834]
DDLC	-0,209 [-1,137]	0,231 [5,250]	0,011 [0,961]	-0,148 [-1,495]	0,083 [0,961]	0,037 [2,844]	-0,000 [-0,144]	0,003 [2,531]

ζ (Loadings to $\tau' \Delta X_t$)			
	Zeta(1)	Zeta(2)	Zeta(3)
DDLY	-0,250 [-2,429]	-1,911 [-4,781]	0,734 [1,909]
DDLKQ	0,048 [2,075]	-0,507 [-5,660]	0,714 [8,290]
DDLT	-0,684 [-2,886]	-1,359 [-1,478]	0,657 [0,742]
DDLC	-1,295 [-8,916]	-1,718 [-3,047]	0,413 [0,761]

δ'								
	LY	LKQ	LT	LC	LLQ	LTOT	T(1973:01)	TREND
Delta(1)	0,327	0,368	-0,979	0,367	0,357	0,097	0,073	4,653
Delta(2)	-0,588	-0,742	0,163	-0,645	-0,484	0,118	-0,104	-4,054
Delta(3)	-0,924	-1,190	1,360	-1,030	-0,900	0,155	-0,051	-5,106

RESIDUAL S.E. AND CROSS-CORRELATIONS				
	DDLY	DDLKQ	DDLT	DDLC
	0,034	0,008	0,077	0,047
DDLY	1,000	NA	NA	NA
DDLKQ	0,344	1,000	NA	NA
DDLT	0,300	0,077	1,000	NA
DDLC	0,716	0,186	0,213	1,000

5.5. Estimación de un Modelo $I(1)$ con restricciones: $\beta = (H_1\varphi_1, \dots, H_r\varphi_r)$

Tabla 4: Modelo $I(1)$ ($r = 3$) con restricciones

Test del Modelo $I(1)$ con restricciones: $\chi^2(5) = 5,466[0,362]$

*** No Bartlett Correction for this test

THE EIGENVECTOR(s)(transposed)								
	LY	LKQ	LT	LC	LLQ	LTOT	T(1973:01)	TREND
Beta(1)	-27,331	0,000	0,000	22,549	0,000	-3,727	-0,136	0,215
Beta(2)	65,075	-30,482	-3,518	0,000	-31,075	-3,518	0,353	-0,589
Beta(3)	-52,799	37,562	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,713

The matrices based on 3 cointegrating vectors:

β'								
	LY	LKQ	LT	LC	LLQ	LTOT	T(1973:01)	TREND
Beta(1)	-1,212 [-12,091]	0,000 [NA]	0,000 [NA]	1,000 [NA]	0,000 [NA]	-0,165 [-3,269]	-0,006 [-4,499]	0,010 [2,825]
Beta(2)	1,000 [NA]	-0,468 [-8,707]	-0,054 [-3,707]	0,000 [NA]	-0,478 [-9,118]	-0,054 [-3,707]	0,005 [6,640]	-0,009 [-17,060]
Beta(3)	1,000 [NA]	-0,711 [-11,441]	0,000 [NA]	0,000 [NA]	0,000 [NA]	0,000 [NA]	0,000 [NA]	-0,014 [-8,659]

α			
	Alpha(1)	Alpha(2)	Alpha(3)
DLY	0,193 [2,834]	-0,611 [-3,117]	0,410 [2,578]
DLKQ	-0,027 [-1,790]	0,114 [2,569]	-0,015 [-0,412]
DLT	0,478 [2,947]	1,063 [2,273]	-0,964 [-2,542]
DLC	-0,196 [-2,023]	-0,546 [-1,955]	0,178 [0,785]

Π								
	LY	LKQ	LT	LC	LLQ	LTOT	T(1973:01)	TREND
DLY	-0,435 [-3,514]	-0,005 [-0,121]	0,033 [3,117]	0,193 [2,834]	0,292 [3,117]	0,001 [0,091]	-0,004 [-3,625]	0,002 [1,740]
DLKQ	0,132 [4,737]	-0,043 [-4,225]	-0,006 [-2,569]	-0,027 [-1,790]	-0,054 [-2,569]	-0,002 [-0,536]	0,001 [2,808]	-0,001 [-4,610]
DLT	-0,480 [-1,628]	0,188 [1,759]	-0,057 [-2,273]	0,478 [2,947]	-0,508 [-2,273]	-0,136 [-4,296]	0,003 [0,983]	0,008 [3,179]
DLC	-0,131 [-0,743]	0,129 [2,025]	0,030 [1,955]	-0,196 [-2,023]	0,261 [1,955]	0,062 [3,264]	-0,002 [-1,015]	0,001 [0,454]

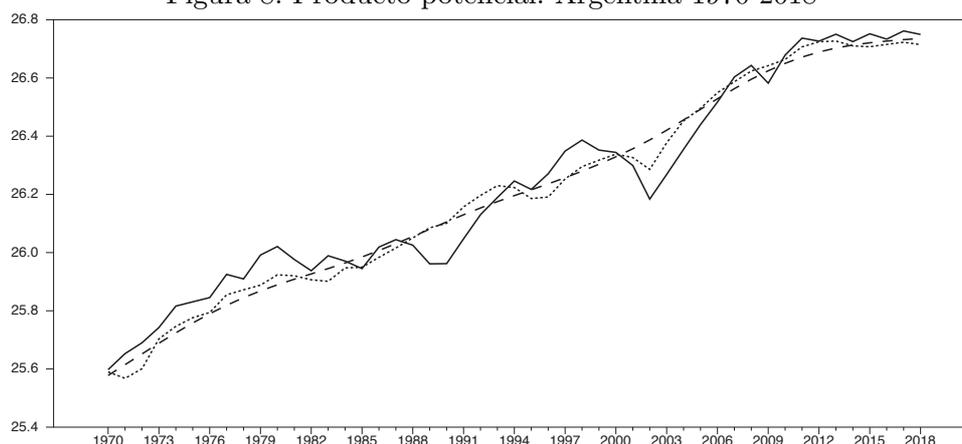
6. Estimación del PIB potencial y la brecha del producto

En esta sección se utilizará el modelo VAR cointegrado $I(1)$ para estimar el producto potencial. Para ello exportamos el modelo del software CATS al software RATS y los corremos a partir de un año base, en este caso 1970 para obtener los valores del producto estimados, luego filtramos esa serie con el filtro de Hodrick-Prescott para obtener una estimación del producto potencial.

La figura 8 muestra las tres series, la serie del producto original (línea plena), la serie que proporciona el modelo (línea punteada) y la serie del producto potencial (línea a guiones) que se obtiene al filtrar la que genera el modelo.

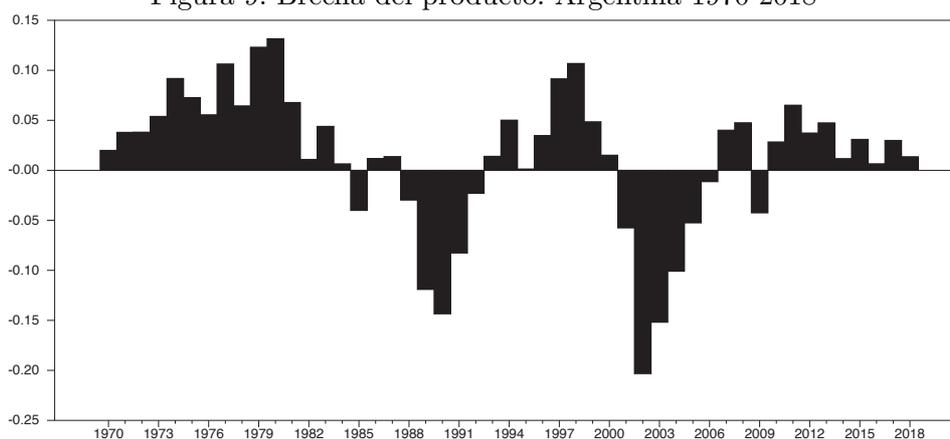
Consideramos que esta metodología representa un avance en relación a las metodologías más tradicionales, tanto a la de filtrar directamente la serie del producto, como a la de filtrar la serie de productividad total de los factores obtenida a partir del cálculo del residuo.

Figura 8: Producto potencial: Argentina 1970-2018



La figura 9 muestra la brecha del producto calculada como la diferencia en logaritmos entre el producto observado y el producto potencial. El último dato de las figuras 8 y 9 corresponde al año 2018 del cuál aún no tenemos valores, por lo que fue necesario realizar algunos supuestos en relación al año en curso: crecimiento del PIB -1.2%, capital +2.1%, empleo -0.1%, tierra +2.0%, consumo -3.0%, términos del intercambio +3.9% y tierra +2.0%.

Figura 9: Brecha del producto: Argentina 1970-2018



Puede observarse en la figura 9 que la macroeconomía argentina ha sido muy mal administrada en el último medio siglo. Durante la tablita cambiaria hacia fines de 1970 tuvimos una brecha del producto positiva que llegó a alcanzar el 13% del PIB en 1980, una década después en la hiperinflación de 1990 la brecha era -14%, durante la Convertibilidad en 1998 llegamos a estar un 10.7% por encima del potencial, para caer en el 2002 en una profunda recesión con una brecha del -20.3%. Más recientemente, llegamos al pleno empleo en los primeros meses del 2017, en 2011 alcanzamos una brecha de 6.5% y en 2017 nos ubicábamos un 3% por encima del potencial. En base a los supuestos que hemos hecho a fines del 2018 estaremos un 1.4% por encima del potencial.

7. Conclusión

Hemos elaborado dos modelos de corrección al equilibrio en base a la metodología de los VAR cointegrados, un modelo I(2) que refleja mejor el proceso generador de los datos y un modelo I(1) más simple y operativo, ambos incorporan las mismas ecuaciones de oferta y demanda, y el mismo conjunto de variables dummy, tendencias y variables exógenas. Consideramos que la estimación del producto potencial que hemos obtenido debería ser más precisa que las tradicionales ya que el filtrado se realiza en etapas superiores de la estimación. Mas concretamente se filtra la serie del producto que genera el modelo endógenamente y no la serie de productividad total de los factores. En nuestro caso el filtrado se torna necesario al no haber corregido los insumos para ajustarlos a los niveles de utilización de pleno empleo.

En el proceso de estimación hemos obtenido algunos parámetros importantes de la economía Argentina: la participación del capital en el producto es de 0.45, la del trabajo 0.49, la de la tierra 0.06 y en la función consumo los términos del intercambio tiene un coeficiente de 0.18. Además se detectó que hay un quiebre en la tendencia de los vectores de cointegración en el año 1973 que afectan al consumo y a la producción, en la misma magnitud en valor absoluto, el consumo aumenta (0.006) cada año y la producción disminuye (0.006) cada año a partir de esa fecha respecto a las respectivas tendencias previas.

Con

Referencias

- Dennis, J., Hansen, H., Johansen, S., y Juselius, K. (2005). *CATS in RATS: Cointegration Analysis of Time Series. versión 2*. Evanston: Estima.
- Eliás, V. (1992). *Sources of growth: A study of seven Latin American economies*. San Francisco: ICS Press.
- Gay, A. (2006). Understanding consumption in open economies: Argentina 1920-2005. En *Jornadas Anuales de Economía*. Montevideo: Banco Central del Uruguay.
- Gay, A. (2013). Terms of trade and potential output in argentina. En *Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*.
- Johansen, S. (1992). A representation of vector autoregressive processes integrated of order 2. *Econometric Theory*.
- Johansen, S. (1995). A statistical analysis of cointegration for I(2) variables. *Econometric Theory*, 11, 25-59.
- Juselius, K. (2007). *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications* (O. U. Press, Ed.). Oxford University Press.
- Mundlak, Y., Cavallo, D., y Domenech, R. (1989). *Agriculture and economic growth in Argentina, 1913-84* (Inf. Téc. n.º 76). International Food Policy Research Institute.
- Paruolo, P. (1996). On the determination of integration indices in I(2) systems. *Journal of Econometrics*, 72, 313-356.

Anexos

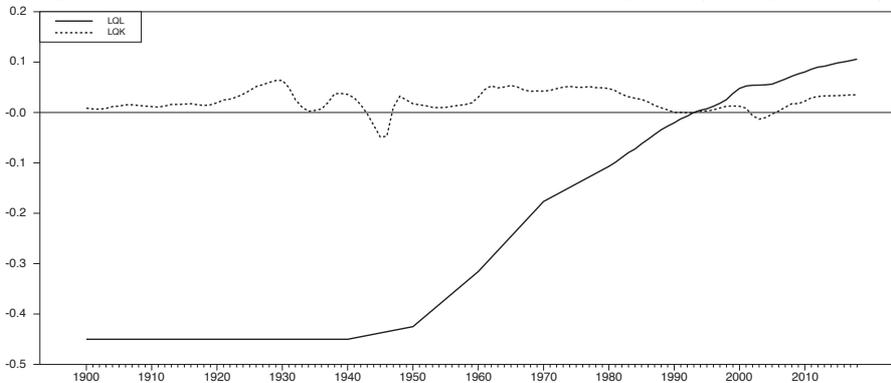
A. Índices de calidad de trabajo y del capital

El índice de calidad del trabajo (Q_L) se define como un promedio ponderado de trabajo con distintos niveles de educación, dónde los ponderadores son los salarios relativos de cada categoría respecto al salario medio de la fuerza laboral. La fórmula que permite calcular el crecimiento del índice a partir de la encuesta permanente de hogares EPH es:

$$\frac{\dot{Q}_L}{Q_L} = \sum_1^5 \frac{w_i}{w} \left(\frac{\dot{L}_i}{L} \right) \quad (11)$$

dónde el punto sobre una variable representa su diferencial. La calidad del trabajo aumenta cuando la composición del trabajo cambia a favor de trabajadores que tienen mayor productividad, medida esta última por el salario percibido. Para elaborar este índice se contabilizaron cantidad de asalariados e ingresos percibidos o a percibir en retribución al trabajo declarado como ocupación principal para el Gran Buenos Aires en el período 1980-2007. Las series fueron obtenidas de la Encuesta Permanente de Hogares que realiza el INDEC. Se clasificó la fuerza laboral en cinco categorías: hasta primario incompleto, primario completo y secundario incompleto, secundario completo y superior o universitario incompleto, superior o universitario completo y una categoría residual caracterizada por muy bajos salarios. Utilizando la ecuación 11 se generó el índice de calidad del insumo trabajo a partir de 1980. Para el período 1940-1970 se utilizaron los cálculos realizados por Elías (1992) a partir de datos censales, esto es, un incremento del 0.25 % anual para la década de 1940, del 1.1 % anual para la de 1950 y 1.4 % anual para la del 1960. Para la década de 1970 se supuso un aumento del 0.7 % anual. No se realizaron ajustes de calidad en el período previo a 1940 por falta de datos.

Figura 10: Calidad del trabajo y calidad del capital (en logaritmos)



El índice muestra una tendencia positiva importante, reflejando mejoras en el capital humano y el desplazamiento hacia empleos más calificados.

En la figura 10 se presenta también el índice de la calidad del capital Q_K que se calculó como el promedio ponderado de inversión en maquinas y herramientas por un lado e inversiones en construcciones y estructuras por el otro, dónde los ponderadores son la tasas de retorno relativas.

$$\frac{\dot{Q}_K}{Q_K} = \sum_1^3 \frac{r_j}{r} \left(\frac{\dot{K}_j}{K} \right) \quad (12)$$

Mientras que los datos de inversión y capital en maquinas, equipos y construcciones pueden obtenerse a partir de las estadísticas oficiales, los datos sobre tasas de retorno de los distintos tipos de capital no están disponibles y fueron estimadas mediante la relación de arbitraje:

$$r_j = P_{j(t-1)} r(t) + \delta_j P_{j(t)} - (P_{j(t)} - P_{j(t-1)}) \quad (13)$$

dónde r_j es el precio del servicio del capital de j , $P_{j(t)}$ es el precio del bien de capital j , $r(t)$ es la tasa de retorno general de la economía, δ_j es la tasa de depreciación del capital j . El primer término representa el retorno general del capital valuado en el precio del capital j . El segundo término representa el monto de la depreciación del activo de capital j y el tercer término representa las ganancias de capital sobre el activo de capital j . La tasa de retorno general de la economía se obtuvo de Mundlak, Cavallo, y Domenech (1989) y se completó con valores de Víctor Elías de 1984 a 1996, y con valores propios en años más recientes. Para lidiar con la volatilidad de la economía argentina se utilizaron promedios móviles de cinco años de los precios de los distintos bienes de capital. En relación a la construcción de la serie del capital y sus distintos componentes se puede consultar los detalles en Gay (2013).

B. Test de exclusión de variables

Tabla 5: Test de exclusión de variables

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

TEST OF EXCLUSION										
r	DGF	5% C.V.	LY	LKQ	LT	LC	LLQ	LTOT	T(1973:01)	TREND
1	1	3,841	3,705 [0,054]	0,817 [0,366]	3,117 [0,077]	2,096 [0,148]	2,073 [0,150]	0,583 [0,445]	3,711 [0,054]	2,971 [0,085]
2	2	5,991	27,081 [0,000]	6,862 [0,032]	3,144 [0,208]	25,343 [0,000]	11,064 [0,004]	6,991 [0,030]	13,380 [0,001]	5,610 [0,060]
3	3	7,815	37,267 [0,000]	17,393 [0,001]	11,339 [0,010]	28,664 [0,000]	13,541 [0,004]	7,950 [0,047]	26,734 [0,000]	5,770 [0,123]

C. Análisis I(1) - El rango de cointegración

I(1)-ANALYSIS							
p-r	r	Eig.Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
4	0	0,335	119,423	106,293	63,659	0,000	0,000
3	1	0,314	71,631	63,625	42,770	0,000	0,000
2	2	0,161	27,551	24,827	25,731	0,028	0,065
1	3	0,058	6,959	6,544	12,448	0,359	0,405

D. Simulando la distribución del test de rango

Tabla 6: **I(1) Analysis: Simulating the Rank Test Distribution**

Below is reported the simulated quantiles of the asymptotic distribution of the rank test statistic.

Deterministic specification: Restricted Linear Trend (CIDRIFT)

Partial Model: 2 weakly exogenous variable(s).

Trend Breaks (1): 1973:01 (0.615)

Number of Replications (N): 2500

Length of Random Walks (T): 400

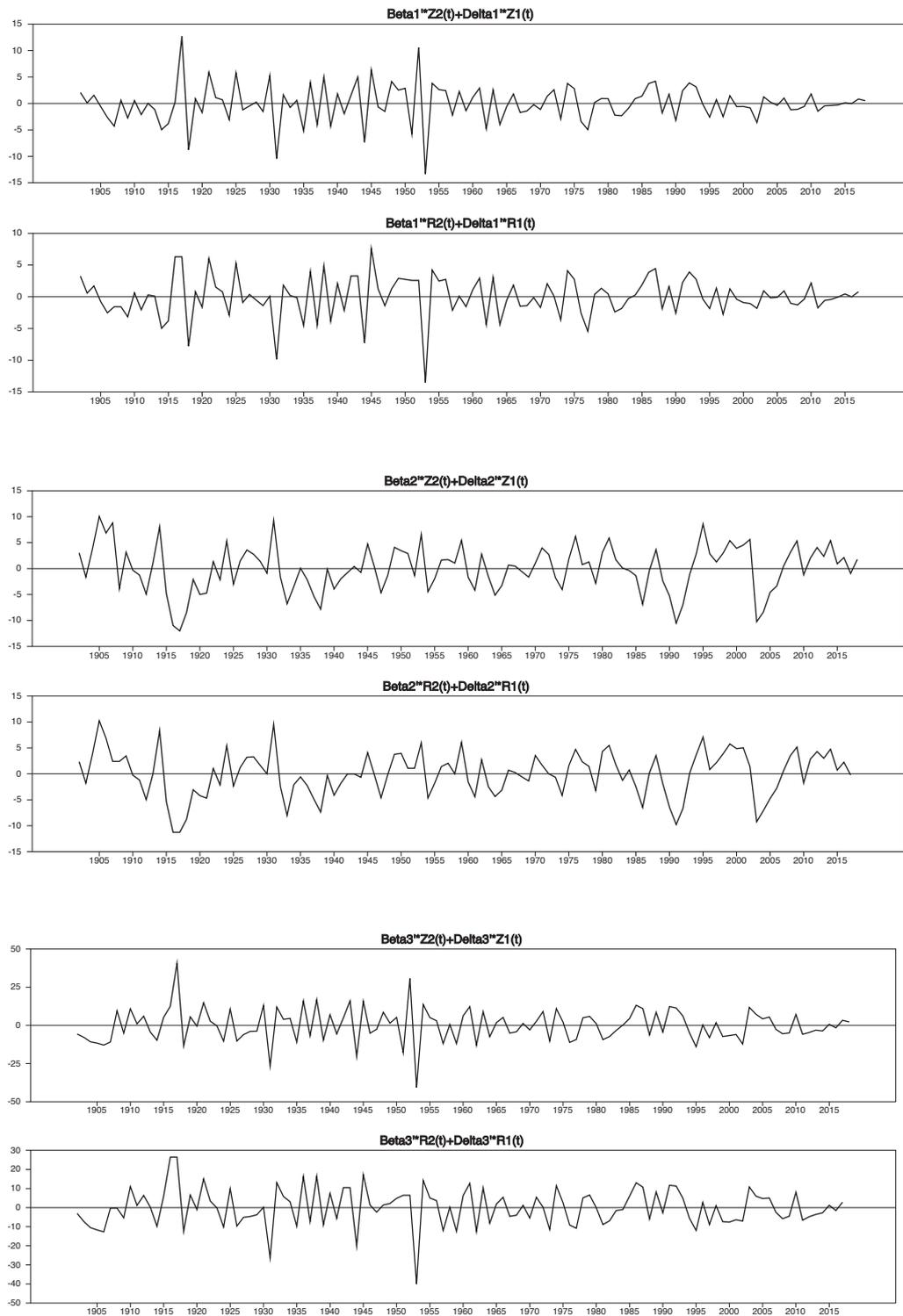
Quantiles of the Simulated Rank Test Distribution									
p-r	r	50 %	75 %	80 %	85 %	90 %	95 %	97,5 %	99 %
4	0	70,402	10,849	69,407	77,351	79,339	81,736	84,398	89,462
3	1	46,995	8,943	46,356	52,376	54,257	56,203	58,765	63,202
2	2	27,506	6,962	26,869	31,757	33,234	35,036	36,756	39,758
1	3	11,931	4,702	11,232	14,869	15,697	16,755	18,159	20,847

The I(1) analysis based on the simulated critical values:

I(1)-ANALYSIS							
p-r	r	Eig.Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
4	0	0,335	119,423	106,293	89,462	0,000	0,002
3	1	0,314	71,631	63,625	63,202	0,007	0,041
2	2	0,161	27,551	24,827	39,758	0,464	0,623
1	3	0,058	6,959	6,544	20,847	0,868	0,894

The Bartlett Corrections correspond to the 'Basic Model.'

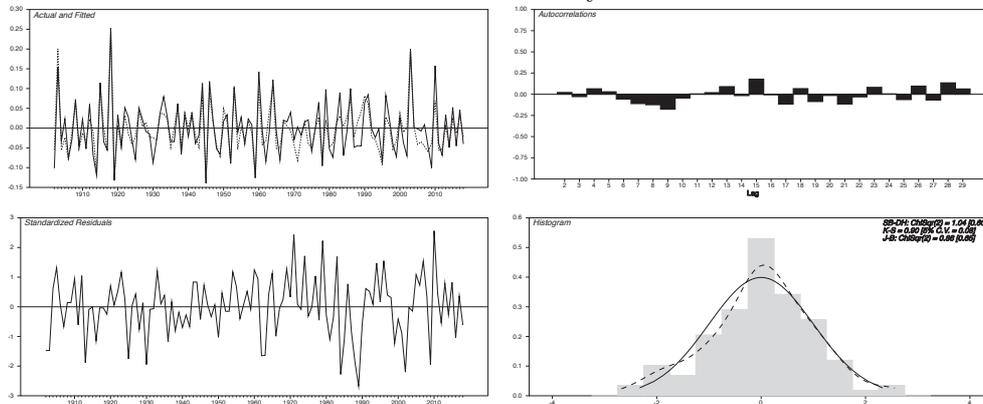
E. Relaciones de cointegración y multicointegración



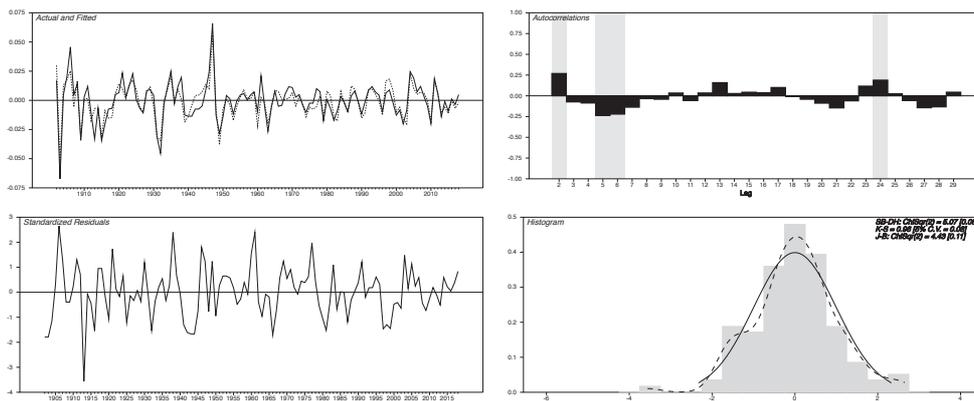
F. Residuos

Figura 11: Residuos

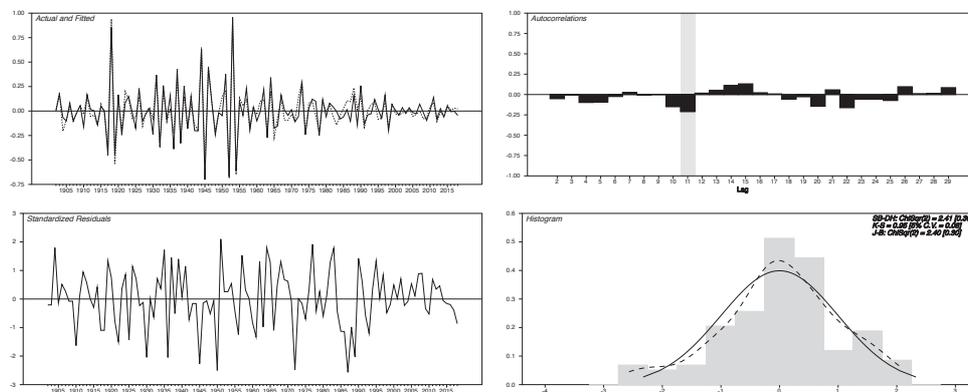
Producto: ddly



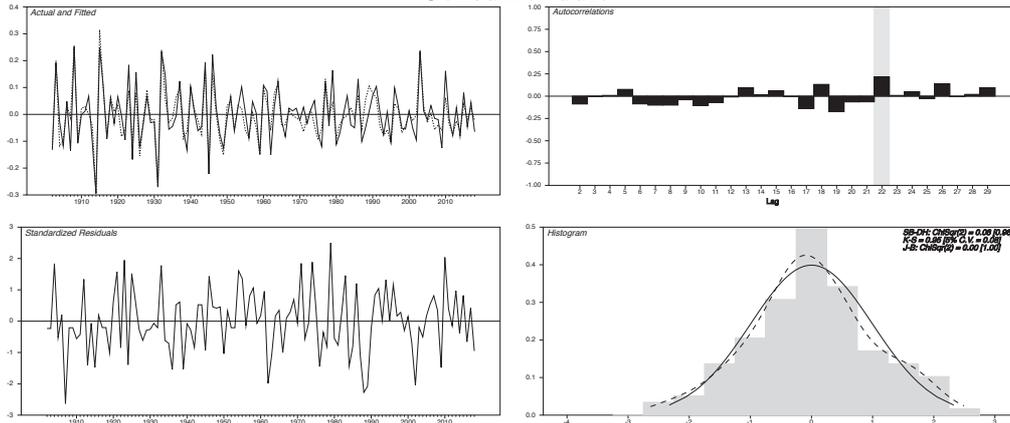
Capital: ddkq



Tierra: ddlt



Consumo: ddc



F.1. Análisis de los residuos

Tabla 7: Test sobre los residuos: Modelo I(2)

Residual S.E. and Cross-Correlations

	DLY	DLKQ	DLT	DLC
	0.03355890	0.00751927	0.07720045	0.04731923
DLY	1.000			
DLKQ	0.344	1.000		
DLT	0.300	0.077	1.000	
DLC	0.716	0.186	0.213	1.000

LOG(<i>Sigma</i>)	=	-28.742
Information Criteria: SC	=	-24.549
H-Q	=	-25.994
Trace Correlation	=	0.772

Tests for Autocorrelation

Ljung-Box(29):	$\chi^2(436)$	=	830.769 [0.000]
LM(1):	$\chi^2(16)$	=	45.437 [0.000]
LM(2):	$\chi^2(16)$	=	7.482 [0.963]

Test for Normality:	$\chi^2(8)$	=	11.536 [0.173]
---------------------	-------------	---	----------------

Test for ARCH:

LM(1):	$\chi^2(100)$	=	105.737 [0.328]
LM(2):	$\chi^2(200)$	=	200.243 [0.482]

Univariate Statistics

	Mean	Std.Dev	Skewness	Kurtosis	Maximum	Minimum
DLY	0.003	0.034	-0.169	3.132	0.089	-0.087
DLKQ	0.001	0.008	-0.121	3.790	0.021	-0.026
DLT	-0.001	0.077	-0.340	3.068	0.162	-0.200
DLC	0.003	0.047	-0.003	2.914	0.122	-0.122

	ARCH(2)	Normality	R-Squared
DLY	0.264 [0.876]	1.038 [0.595]	0.769
DLKQ	0.181 [0.913]	5.068 [0.079]	0.790
DLT	0.337 [0.845]	2.409 [0.300]	0.894
DLC	2.509 [0.285]	0.083 [0.959]	0.794

Tabla 8: Test sobre los residuos: Modelo I(1)

Residual S.E. and Cross-Correlations						
	DLY	DLKQ	DLT	DLC		
	0.03258940	0.00734298	0.07771772	0.04640386		
DLY	1.000					
DLKQ	0.293	1.000				
DLT	0.302	0.096	1.000			
DLC	0.703	0.141	0.214	1.000		
LOG(<i>Sigma</i>)		= -28.801				
Information Criteria: SC		= -24.609				
H-Q		= -26.054				
Trace Correlation		= 0.667				
Tests for Autocorrelation						
Ljung-Box(29):		$\chi^2(436)$	=	804.171	[0.000]	
LM(1):		$\chi^2(16)$	=	50.496	[0.000]	
LM(2):		$\chi^2(16)$	=	7.366	[0.966]	
Test for Normality:		$\chi^2(8)$	=	9.928	[0.270]	
Test for ARCH:						
LM(1):		$\chi^2(100)$	=	102.853	[0.403]	
LM(2):		$\chi^2(200)$	=	183.529	[0.792]	
Univariate Statistics						
	Mean	Std.Dev	Skewness	Kurtosis	Maximum	Minimum
DLY	-0.000	0.033	-0.110	3.078	0.080	-0.089
DLKQ	0.000	0.007	-0.091	3.484	0.021	-0.022
DLT	-0.000	0.078	-0.330	2.939	0.167	-0.203
DLC	-0.000	0.046	-0.040	3.045	0.120	-0.121
	ARCH(2)	Normality		R-Squared		
DLY	0.325 [0.850]	0.648 [0.723]		0.613		
DLKQ	2.166 [0.339]	2.670 [0.263]		0.934		
DLT	0.954 [0.621]	2.384 [0.304]		0.678		
DLC	3.123 [0.210]	0.405 [0.817]		0.618		

G. Valores de la brecha del producto

Tabla 9: Brecha del Producto: Argentina 1970 2018

Año	Brecha PIB
1970	0.01997
1971	0.03801
1972	0.03817
1973	0.05393
1974	0.09184
1975	0.07267
1976	0.05557
1977	0.10638
1978	0.06447
1979	0.12313
1980	0.13152
1981	0.06783
1982	0.01093
1983	0.04398
1984	0.00651
1985	-0.04010
1986	0.01186
1987	0.01378
1988	-0.02980
1989	-0.11911
1990	-0.14352
1991	-0.08272
1992	-0.02307
1993	0.01405
1994	0.05018
1995	0.00135
1996	0.03485
1997	0.09156
1998	0.10686
1999	0.04858
2000	0.01514
2001	-0.05760
2002	-0.20330
2003	-0.15191
2004	-0.10092
2005	-0.05255
2006	-0.01135
2007	0.04015
2008	0.04760
2009	-0.04254
2010	0.02840
2011	0.06513
2012	0.03732
2013	0.04748
2014	0.01176
2015	0.03096
2016	0.00660
2017	0.02992
2018	0.01366