

Análisis del PIB por tipo de gasto para Bolivia*

Franz Castillo Apaza
Juan Carlos Carlo Santos

RESUMEN

El presente trabajo propone estimaciones para cada uno de los componentes del PIB por el lado del gasto. Para ello, se consideran el trabajo de Carrera (2019), la metodología de Programación Financiera, principalmente las aplicaciones desarrolladas por Croce et al. (2002) y Da Costa y Juan-Ramón (2011) para el caso de Colombia y Costa Rica respectivamente, la teoría económica y las relaciones existentes entre los sectores de la actividad económica por el lado de la oferta y la demanda por parte de los agentes económicos a través de la matriz Insumo-Producto de Bolivia. Los resultados obtenidos muestran un buen rendimiento para la estimación del consumo, gasto de gobierno, formación bruta de capital y las importaciones, resultando en una alternativa flexible, además de consistente desde la perspectiva de la oferta, para la estimación del PIB por el lado del gasto.

Clasificación JEL: *C32, C67, E23*

Palabras clave: *PIB por tipo de gasto, Matriz Insumo-Producto, Modelo de Corrección de Errores*

* El contenido del presente documento es de responsabilidad de los autores y no compromete la opinión del Banco Central de Bolivia.

Analysis of GDP by Type of Expenditure for Bolivia*

Franz Castillo Apaza
Juan Carlos Carlo Santos

ABSTRACT

This paper proposes estimates for each of the GDP components on the expenditure side. For this purpose, we consider the work of Carrera (2019), the Financial Programming methodology, mainly the applications developed by Croce et al. (2002) and Da Costa and Juan-Ramón (2011) for the case of Colombia and Costa Rica respectively, the economic theory and the existing relationships between the sectors of economic activity on the supply and demand side by economic agents through the Bolivian Input-Output matrix. The results obtained show a good performance for the estimation of consumption, government expenditure, gross capital formation and imports, resulting in a flexible and consistent alternative from the supply side perspective, for the estimation of GDP on the expenditure side.

JEL Classification: *C32, C67, E23*

Keywords: *GDP by Type of Expenditure, Input-Output Matrix, Error Correction Model*

* The contents of this document are the responsibility of the authors and do not compromise the opinion of the Banco Central de Bolivia.

I. Introducción

El Producto Interno Bruto (PIB) como indicador económico que mide el valor monetario de todos los bienes y servicios finales producidos en un país durante un período de tiempo determinado, posee tres formas de medición: por el lado del ingreso, del gasto y del producto. Por el lado del gasto, se compone de “Gasto en Consumo Final de los Hogares e IPSFL” (consumo), el “Gasto de Consumo Final de la Administración Pública” (gasto de gobierno), la “Formación Bruta de Capital Fijo” (FBKF), la “Variación de Existencias”, las “Exportaciones de Bienes y Servicios” (exportaciones) y las “Importaciones de Bienes y Servicios” (importaciones).

El análisis del PIB por tipo de gasto infiere el comportamiento de los agentes económicos, donde el consumo es un indicador de la demanda agregada, la inversión es un indicador de la capacidad productiva de la economía, el gasto público es un indicador de la política económica del gobierno y las exportaciones e importaciones muestran el grado de apertura que se tiene frente al resto del mundo.

Bajo este contexto, resulta útil contar con estimaciones de los componentes del PIB por el lado del gasto de manera oportuna, que además consideren las particularidades de la economía boliviana y pueda guardar coherencia con otras estimaciones del PIB por el lado de la actividad económica.

Dentro de los diferentes ejercicios de programación financiera se puede resaltar los trabajos de Croce et al. (2002) y Da Costa y Juan-Ramón (2011) aplicados a Colombia y Costa Rica. Estos autores desarrollan ejercicios completos del sector real, fiscal, monetario y externo y, para el tema de estudio, se tiene estimaciones del PIB por el lado del gasto en las secciones del sector real.

El presente documento propone una metodología y presenta los resultados de la estimación de cada uno de sus componentes del PIB por el lado del gasto, siguiendo los criterios de los métodos utilizados en programación financiera, la teoría económica y las características de la economía boliviana, tomando como punto de partida el PIB por actividad económica y la información disponible en la matriz Insumo-Producto de Bolivia.

El documento se divide de la siguiente manera: en la segunda parte, se detalla la metodología utilizada; en la tercera sección se desarrolla las características y especificaciones de los modelos utilizados; en la cuarta parte se muestran los resultados de las estimaciones y finalmente se abordan las conclusiones.

II. Metodología para la estimación del PIB por el lado del gasto

Los manuales de programación financiera preparados por diferentes organismos internacionales y las guías aplicadas a diferentes países, muestran un abanico de técnicas de estimación y criterios para la estimación del PIB considerando la disponibilidad de información y características de las economías. Es importante señalar que la elección de la metodología propuesta en el documento y su aplicación, trata de satisfacer los siguientes criterios:

- Oportunidad de la información.
- Adecuada caracterización de la economía boliviana.
- Coherencia de resultados ante la estimación del PIB medida por la actividad económica.
- Flexibilidad de ajuste en el lado de la demanda, ante cambios en los supuestos del crecimiento de los diferentes sectores de la economía.

a. Definiciones principales para la estimación del PIB

El PIB por el lado del gasto se encuentra definido como:

$$Y_t = C_t + G_t + FBKF_t + VEXST_t + EXP_t - IMP_t$$

donde:

Y_t = Producto Interno Bruto

C_t = Consumo final de los hogares e IPSFL

G_t = Consumo final de la administración pública

$FBKF_t$ = Formación bruta de capital fijo

EXP_t = Exportación de bienes y servicios

IMP_t = Importación de bienes y servicios

$VEXST_t$ = Variaciones de existencias

A lo largo del presente documento y a modo de simplificación, cuando se describan, de manera general, los componentes que conforman la estimación del PIB por el lado del gasto se definirán como $x_{i,t}$, de tal forma que:

$$Y_{i,t} = C_t + G_t + FBKF_t + VEXST_t + EXP_t - IMP_t = \sum_{i=1}^6 x_{i,t} \quad \forall i = 1, \dots, 6$$

b. Modelos ARDL y VECM

Partiendo de las estimaciones del comportamiento observado de los distintos sectores de la economía, y aplicando supuestos establecidos para algunas variables exógenas, se puede proyectar los componentes de la demanda agregada $\hat{x}_{i,t}$ para la estimación del PIB por el lado del gasto $\hat{Y}_{i,t}$, de tal forma que:

$$\hat{x}_{i,t} = f(h_{i,t}, z_{i,t}, \theta, \beta) + e_{i,t}$$

$$e_{i,t} \sim N(u_i, \sigma_i^2), \forall i = 1, \dots, 6$$

$$Cov(e_i, e_j) = 1, \forall i = j \text{ y } Cov(e_i, e_j) = 0 \forall i \neq j$$

donde $f(h_{i,t}, \theta, \beta)$ representa una forma funcional para la estimación de los componentes del gasto $\hat{x}_{i,t}$, con alguna variable $h_{i,t}$ que esté relacionada con algunos o todos los sectores que componen el PIB y $z_{i,t}$ como variables exógenas o de control.

II.1 Modelo de Vectores de Corrección de Errores

Los modelos VECM se desarrollaron a partir de los modelos VAR, que son un tipo de modelo estadístico que permite estudiar la dinámica de una serie de tiempo a partir de sus valores pasados. Sin embargo, los modelos VAR no pueden capturar la relación de largo plazo entre variables no estacionarias. Además, un campo de estudio dentro de la economía es analizar la relación existente de largo plazo entre diferentes variables de interés, la cual busca demostrar evidencia estadística que permita validar alguna teoría económica.

Con este objetivo se han desarrollado técnicas que buscan encontrar evidencia de estas relaciones, siendo la más popular la construcción de modelos de vectores de corrección de errores (VECM, por sus siglas en inglés). Un modelo VECM es un modelo VAR que incluye un término de corrección del error. Este término representa la tendencia de las variables a volver a su equilibrio de largo plazo después de un determinado choque (Johansen, 1991).

Una de las principales razones para utilizar esta técnica, radica en que la mayoría de las series temporales poseen la característica de no estacionariedad y, generalmente, se aplica a algún tipo de transformación para convertirlas en

estacionarias. Sin embargo, aplicar este tipo de procedimiento puede ser un problema debido a que existe el riesgo de eliminar información relevante de largo plazo entre las series.

De existir una combinación lineal entre variables integradas de orden $I(1)$ que genere un orden de integración de orden $I(0)$, conocido como “vector de cointegración”, permitiría realizar estimaciones que consideren tanto la información de corto y de largo plazo existente, sin la necesidad de alguna transformación que puede eliminar información relevante.

Un modelo VECM consta de dos partes:

- Modelo VAR: El modelo VAR describe la dinámica de corto plazo de las variables. Esto se hace mediante la estimación de un modelo de regresión lineal en el que las variables dependen de sus propios valores pasados, así como de los valores pasados de las demás variables.
- Término de corrección del error: El término de corrección del error describe la tendencia de las variables a volver a su equilibrio de largo plazo después de un choque. El término de corrección del error se calcula como el rezago de los residuos del modelo VAR.

Considerando lo descrito, si $x_{i,t}$, $h_{i,t}$ y $z_{i,t}$, son $I(1)$ y existe al menos un vector de cointegración, entonces es posible realizar la estimación de un VECM con las siguientes características:

$$\Delta y_t = \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \varphi D_j + \alpha_t + e_t$$

donde:

$$y_t = \begin{bmatrix} x_t \\ h_t \\ z_t \end{bmatrix}_{n \times 1} = \text{Vector de las variables cointegradas}$$

$$D_t = \begin{bmatrix} D_1 \\ \vdots \\ D_n \end{bmatrix}_{n \times 1} = \text{Vector de variables estacionales y de control}$$

$\alpha_t = \text{Vector de Constantes}$

$\beta_i = \text{Matriz de coeficientes de las } i - \text{ésimas variables endógenas}$

$\theta = \text{Matriz de coeficientes de cointegración}$

$\varphi = \text{Matriz de coeficientes de las variables estacionales}$

$e_t = \text{Vector de residuos}$

Los coeficientes del modelo VAR se pueden interpretar como la fuerza de la relación entre las variables que se generan en el corto plazo. Por su parte, el signo del término de corrección del error debe ser negativo, estadísticamente significativo; esto significa que si una variable se desvía de su equilibrio de largo plazo, el modelo VECM predice que la variable se moverá en la dirección opuesta para volver a su equilibrio de largo plazo.

Para verificar la existencia de una relación de cointegración entre variables se puede probar mediante pruebas estadísticas. Las pruebas más comunes son los test de Johansen y Engle-Granger.

II.2. Modelo Autorregresivo con Retardos Distribuidos

Pesaran y Shin (1995) propusieron un nuevo enfoque para el análisis de la cointegración, basado en modelos autorregresivos de rezagos distribuidos (ARDL, por sus siglas en inglés). Los modelos ARDL tienen la ventaja de ser capaces de capturar la relación de largo plazo entre variables no estacionarias, sin la necesidad de realizar transformaciones que pueden eliminar información relevante.

El modelo ARDL se caracteriza por tener dos componentes principales:

- Un componente autorregresivo, que captura la dinámica de la variable endógena en el corto plazo.
- Componente de retardos distribuidos, que captura la relación de causa y efecto entre la variable endógena y las variables exógenas en el largo plazo.

A diferencia de otros métodos de identificación de relaciones de corto y largo plazo entre variables (como en el caso de los VECM), los modelos ARDL pueden llegar a tener un mejor desempeño al no incurrir en error de tipo II, (por la omisión de variables, el cambio estructural, entre otros), además de ser factible para una combinación de variables en niveles y en tasas de crecimiento.

Una representación general de este tipo de modelos puede definirse como:

$$y_t = \alpha_t + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \sum_{k=0}^r \theta_k \Delta x_{t-k} + \sum_{j=1}^n \varphi_j D_j + e_t$$

donde:

y_t = Variable dependiente

x_t = Variable independiente

D_j = Variable dicotómica estacional

α_t = Constante

β_i = Coeficientes de los i -ésimos rezagos de la variable dependiente

θ = Coeficientes de las variables exógenas

φ = Matriz de coeficientes de las variables estacionales

e_t = Residuos del modelo

c. Matriz Insumo-Producto y variable proxy del ingreso agregado sectorial

La Matriz Insumo Producto (MIP), generalmente se define como un registro metódico de las transacciones entre los sectores productivos orientadas a los bienes para la satisfacción de la demanda final, y de los bienes intermedios que se compran y venden entre sí. De esta manera, se puede ilustrar la interrelación entre los diversos sectores productivos y los impactos directos e indirectos que tiene sobre estos un incremento en la demanda final.

Entre los estudios recientes relacionados con el uso de MIP, se puede mencionar el trabajo de Carrera (2019), el cual estimó el consumo privado a través de un conjunto de variables *proxy* para cada componente a partir de los cuales obtuvo una distribución del consumo por componente para cada año.

Para el caso boliviano, el PIB por actividad económica está clasificado en 10 sectores¹, además de los Servicios de la Administración Pública y Servicio

1 Corresponde a los 10 sectores de la actividad económica más los servicios bancarios imputados.

Doméstico, a los cuales, por simplificación, cuando se los describa de manera general se los definirá como s_l .

Entonces, la relación existente entre la oferta de los sectores económicos que satisfacen a los agentes económicos podríamos representarla en el Cuadro 1, donde $\sum_{l=1}^N Z_{l,t}$, para todos los $Z_{l,t} \neq 0$, corresponde al valor total de la producción de los sectores $s_{l,t}$ que participan en satisfacer las necesidades del componente de la demanda agregada $x_{i,t}$.

Cuadro 1: MATRIZ INSUMO-PRODUCTO

Sector\Demanda	$x_{1,t}$...	$x_{5,t}$
s_1	$Z_{1,1}$...	$Z_{1,5}$
s_2	0	...	$Z_{2,5}$
\vdots	\vdots	...	\vdots
s_{12}	$Z_{12,1}$...	$Z_{12,5}$
	$\sum_{l=1}^{12} Z_{l,1}$...	$\sum_{l=1}^{12} Z_{l,5}$

Fuente: Elaboración propia

Por lo tanto, evaluando el comportamiento histórico de la MIP, es posible identificar el valor de la producción de los sectores $s_{l,t}$ que tienen mayor importancia para satisfacer la demanda agregada del componente $x_{i,t}$. Con esta identificación es posible construir la agregación de estos sectores y utilizarla como una variable que tendrá similar comportamiento con el componente $x_{i,t}$ de la demanda agregada, ya que incrementos en el valor de la producción ($Z_{l,t}$) de los sectores $s_{l,t}$ reflejarían incrementos en el valor del gasto correspondiente al componente de la demanda agregada $x_{i,t}$.

Para la construcción de las mencionadas variables de cada elemento $x_{i,t}$ se realizaron los siguientes pasos:

- Se identificó los sectores s_l con la mayor participación en el componente de la demanda agregada $x_{i,t}$, y que presentan mayor estabilidad en el tiempo.
- Se buscó alcanzar un nivel de participación promedio de los sectores s_l cercano al 90% con respecto a $x_{i,t}$.
- Se construyó la variable *proxy* $h_{i,t} = \sum_{l=1}^N Z_{l,t}$, para cada componente de la demanda agregada.

Para los pasos descritos anteriormente, se trabajó con la información de las MIP y el PIB en términos reales, publicados por el Instituto Nacional de Estadística (INE); con relación al primer punto se obtuvieron los siguientes resultados:

Cuadro 2: PARTICIPACIÓN PROMEDIO DE LOS SECTORES POR ACTIVIDAD ECONÓMICA EN LA DEMANDA AGREGADA (En porcentaje)

SECTORES\DEMANDA	Gasto de consumo final de los hogares e ISFLH	Gasto de consumo final de la Administración pública	Formación Bruta de Capital Fijo (FBKF)	Exportaciones de Bienes y Servicios (EXP)
	(C)	(G)	(FBKF)	(EXP)
INDUSTRIAS MANUFACTURERAS	47.1%		42.8%	41.4%
TRANSPORTE, ALMACENAMIENTO Y COMUNICACIONES	13.4%			
ESTABLECIMIENTOS FINANCIEROS, SEGUROS, BIENES	9.6%			
AGRICULTURA, SILVICULTURA, CAZA Y PESCA	11.5%			6.8%
SERVICIOS DE LA ADMINISTRACIÓN PÚBLICA	1.3%	100.0%		
CONSTRUCCIÓN			52.6%	
EXTRACCIÓN DE MINAS Y CANTERAS				41.2%
Otros Servicios ⁽¹⁾	14.8%			
Participación Total	98%	100%	95%	89%

(1): Corresponde a "Servicios Comunes, Sociales y Personales", "Restaurantes y Hoteles" y Servicios Domesticos"

(2): Corresponde al sector que presentan el mayor movimiento con relación a la variación de existencias

Fuente: Instituto Nacional de Estadística

El Cuadro 2 muestra la participación promedio de los principales sectores que satisfacen la demanda de los agentes económicos entre 1988 y 2014. En el caso del componente "Variación de existencias", no se realizó este tipo de análisis, toda vez que se utilizará esta variable como cierre, para el emparejamiento entre el PIB, por el lado del gasto y el PIB por actividad económica, como se explicara más adelante.

III. Especificación de los modelos.

Se trabajó con una muestra de 130 observaciones con periodicidad trimestral, para el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1990 hasta el cuarto trimestre de 2020. Todas las variables fueron transformadas a logaritmos excepto la tasa de interés real y la variación de existencias.

La especificación, rezagos, variables dicotómicas de los modelos fueron determinados una vez establecidas las características de estacionariedad e integración de las mismas, utilizando criterios de información y error de predicción.

La evaluación de existencia de cointegración se realizó mediante los test de Engle-Granger, Phillips y Ouliaris, Johansen y de traza, encontrando evidencia significativa de cointegración para los modelos VECM (para mayores detalles revisar el Apéndice).

No se realizó ningún tipo de desestacionalización a las series de tiempo, considerando que se desea capturar esta característica en la modelación, controlándola por variables dicotómicas estacionales.

a. El gasto en consumo final de los hogares e IPSFL

El comportamiento del consumo está influenciado por un conjunto de variables, así como por las condiciones económicas presentes y las expectativas futuras entre otros factores. La teoría económica, ha desarrollado de diferentes modelos que buscan explicar el comportamiento del consumo y sus determinantes, entre las que se puede mencionar a Milton Friedman con la teoría del ingreso permanente, la teoría del ciclo de vida de Franco Modigliani, la función de consumo keynesiana, principalmente, por lo que se podría tener una representación general, de tal forma que:

$$C_t = f(Y_t, Y_{t+i}^e, r_t, riqueza, T_t \dots)$$

donde:

C_t = Consumo

Y_t = Ingreso

Y_{t+i}^e = Ingreso esperado

r_t = Es la tasa de interés real

riqueza = Todos los activos financieros y no financieros que posee y representan la riqueza de la persona.

T_t = Impuestos.

El modelo a ser estimado requiere la construcción de una variable *proxy* del ingreso para el consumo ($h_{c,t}$), la cual se construyó considerando el ingreso de los sectores de la actividad económica que tienen principal relación con el consumo dentro de la MIP, como se definió en el cuadro 2:

$$h_{c,t} = y_t^{Ind. Manf} + y_t^{Transp} + y_t^{Est. Fin.} + y_t^{Agric.} + y_t^{Serv. Adm. P\acute{u}b.} + y_t^{Otros Serv.}$$

siendo $y_t^{Ind. Manf}$, y_t^{Transp} , $y_t^{Est. Fin.}$, $y_t^{Agric.}$, $y_t^{Serv. Adm. P\acute{u}b.}$ y $y_t^{Otros Serv.}$, el PIB del sector de la “Industria Manufacturera”, “Transporte”, “Establecimientos Financieros”, “Agricultura, Silvicultura, Caza y Pesca”, “Servicios de la Administración Pública”, y “Otros Servicios”, respectivamente.

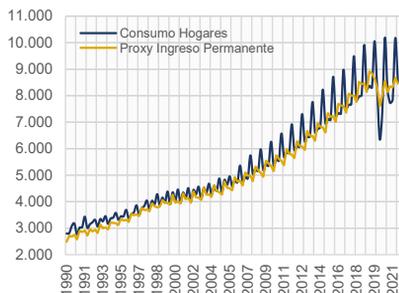
El indicador h_t para el consumo refleja la parte del ingreso destinado al consumo, entonces, siguiendo el trabajo de Da Costa y Juan-Ramón (2011) para el caso de Costa Rica, es posible incorporar la teoría del ingreso permanente (IP), construyendo un promedio móvil en función de h_t de acuerdo con la siguiente ecuación:

$$IP_t = h_{c,t}^* = 0.75h_{c,t} + 0.15h_{c,t-1} + 0.05h_{c,t-2} + 0.05h_{c,t-3}$$

donde se asume un promedio móvil de 4 periodos, una mayor ponderación al *proxy* del ingreso permanente para el periodo t, el cual va disminuyendo hasta el periodo t-3.

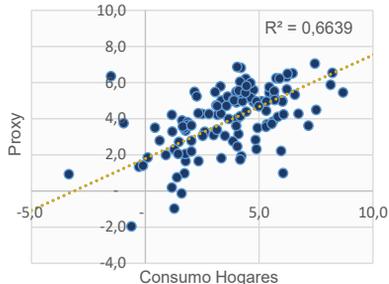
El Gráfico 1 muestra el consumo y la construcción del *proxy* del ingreso permanente; como se evidencia, las dos variables presentan un comportamiento estacional y tendencia similares. El Gráfico 2 muestra la relación entre las tasas de crecimiento interanual entre estas variables, las cuales presentan una relación positiva con un coeficiente de correlación lineal cercano al 66,3%.

Gráfico 1: CONSUMO Y PROXY
(En millones de Bolivianos)



Fuente: Elaboración propia con datos del INE

Gráfico 2: CRECIMIENTO INTERANUAL DEL CONSUMO Y PROXY DEL INGRESO
(En porcentaje)



Para la estimación del consumo, se consideró el *proxy* del logaritmo del ingreso permanente y la tasa de interés real activa promedio del sistema financiero para la construcción de un Modelo de Corrección de Errores Restringido (RECM por sus siglas en inglés), el cual parte de la elección de un Modelo Autorregresivo y de Rezagos Distribuidos² (ARDL por sus siglas en inglés), bajo la siguiente especificación:

$$\Delta C_t = c_0 + c_1 t + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_{y,i} \Delta C_{t-1} + \sum_{j=1}^k \sum_{l=1}^{q_j-1} \psi_{j,l} \Delta x_{j,t-l} + \sum_{j=1}^k \omega_j \Delta x_{j,t} + \pi_y ECT_t + \epsilon_t$$

$$\psi_{j,l} = 0 \quad \forall q_j = 1, \psi_{j,l} = \omega_j = 0 \quad \forall q_j = 0$$

El tipo de restricción es el siguiente:

$$c_0 = c_1 = 0$$

$$ECT = c_{t-1} - \left(\mu + \sum_{j=1}^k \varepsilon_j x_{j,t-1} \right)$$

donde:

$$C_t = \text{Consumo}$$

$$x_t = \begin{bmatrix} h_t^* \\ r_t \end{bmatrix}_{n \times 1} = \begin{bmatrix} \text{Proxy del Ingreso Permanente} \\ \text{Tasa de interés real} \end{bmatrix}_{3 \times 1}$$

2 Se exploró una especificación VECM donde efectivamente se encontró evidencia de cointegración. Sin embargo, presentaba problemas de autocorrelación serial en los residuos.

Los resultados de la regresión arrojan un R ajustado de 0,97. Los coeficientes de las variables resultaron estadísticamente significativos y con los signos esperados acorde con la teoría económica, como se muestra en el Cuadro N° 3. Cabe resaltar que el análisis de los residuos muestra evidencia de un comportamiento de ruido blanco y existencia de cointegración.

Cuadro 3: RESULTADOS DEL MODELO RECM PARA EL CONSUMO

Variable	Coefficiente	Error Estándar	Estadístico t	Pr(> t)	
α	1,944625023	0,714739601	2,720746	7,671124e-03	***
Log(IP)	0,880832111	0,044738086	19,688641	2,355378e-36	***
r_{t-1}	-0.003929857	0,001906591	-2,061196	4,185343e-02	***

Nivel de Significancia: 0=****; 0.001=***; 0.01=**; 0.05=*; 0.1=.

Elaboración: Banco Central de Bolivia

Considerando que la regresión permite aislar los efectos individuales de la variable *proxy* del ingreso permanente, de la tasa de interés, y el comportamiento estacional, se estima la tasa de variación total del consumo, utilizando la elasticidad con respecto al ingreso permanente y la semielasticidad con respecto a la tasa de interés de tal forma que:

$$\frac{\Delta C_t}{C_{t-1}} = \varepsilon_{c,IP} \frac{\Delta IP_t}{IP_{t-1}} + \varepsilon_{c,r} \frac{\Delta r_t}{r_{t-1}} r_{t-1}$$

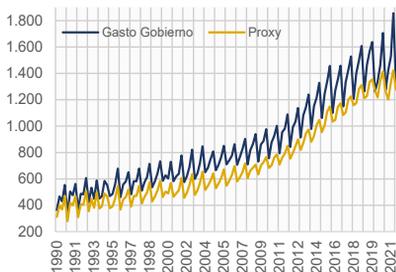
b. El gasto de consumo final de la administración pública

El gasto de Gobierno incluye todos los gastos corrientes para la adquisición de bienes y servicios (incluida la remuneración de los empleados expresada en sueldos y salarios) y la mayor parte del gasto en defensa y seguridad nacional.

La principal fuente de información corresponde a ejecuciones presupuestarias, estados financieros de las Instituciones, operaciones efectivas de caja y el presupuesto general de la Nación, la cual es incorporada en el sector “Servicios de la Administración Pública” por el lado sectorial del PIB.

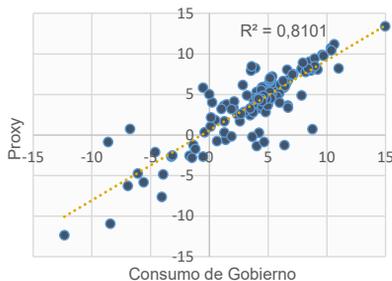
En los Gráficos 3 y 4, se evidencia una alta correlación de movimientos entre el Gasto de Gobierno y los “Servicios de la Administración Pública” (que se entenderá como su variable *proxy*), así como de las tasas de crecimiento interanual, las cuales presentan una relación positiva con un coeficiente de correlación lineal de 81%.

Gráfico 3: GASTO DE GOBIERNO Y PROXY
(En millones de Bolivianos)



Fuente: Elaboración propia con datos del INE

Gráfico 4: CRECIMIENTO INTERANUAL DEL GASTO DE GOBIERNO Y PROXY
(En porcentaje)



Considerando el análisis exploratorio inicial de los Gráficos 3 y 4, los “Servicios de la Administración Pública” suponen un buen indicador oportuno del Gasto de Gobierno, por lo tanto, se explora la siguiente especificación (las variables se expresan en logaritmos) mediante un modelo VECM para la estimación de este componente de la demanda agregada:

$$\Delta y_t = \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \varphi D_j + \alpha_t + e_t$$

donde:

$$y_t = \begin{bmatrix} G_t \\ h_t \end{bmatrix}_{n \times 1} = \begin{bmatrix} \text{Gasto de Gobierno} \\ y_t^{\text{Serv. Adm. Pú.}} \end{bmatrix}_{2 \times 1}$$

$$D_t = \begin{bmatrix} D_1 \\ D_2 \\ D_3 \end{bmatrix}_{3 \times 1} = \begin{bmatrix} \text{Dicotómica Estacional trim I} \\ \text{Dicotómica Estacional trim II} \\ \text{Dicotómica Estacional trim III} \end{bmatrix}_{3 \times 1}$$

La especificación y test realizados al modelo presentan evidencia de un solo vector de integración con 5 rezagos en el VAR en niveles (4 rezagos en el VECM), controlando la estacionalidad mediante 3 variables dicotómicas.

La elasticidad de largo plazo estimada entre el Gasto de Gobierno y los “Servicios de la Administración Pública” (ε_{g,h_t}) del vector de cointegración tiene

signo positivo y alcanza un valor de 1,17, el cual se utilizará para estimar la tasa de variación del Gasto de Gobierno de tal forma que:

$$\frac{\Delta G_t}{G_{t-1}} = \varepsilon_{G,h} \frac{\Delta h_{g,t}}{h_{g,t-1}}$$

Es importante resaltar que la estimación de la tasa de variación del Gasto de Gobierno, bajo esta metodología, dependerá directamente del comportamiento del sector “Servicios de la Administración Pública”, lo que, a su vez, mantendrá la consistencia en el PIB por el lado de la oferta.

c. La Formación Bruta de Capital Fijo (FBKF)

En el caso de la FBKF, la teoría económica, de forma general, indica que la inversión se realiza hasta el punto donde el retorno marginal de la inversión sea igual al costo del financiamiento de la inversión, además de considerar cambios en la tasa de interés, el costo del capital, el costo de otros *inputs* de la producción, que podrían incrementar el costo marginal del capital y por lo tanto reducir la inversión.

La teoría económica también considera que mejoras en las ganancias actuales esperadas, mejores expectativas del mercado, depreciación del tipo de cambio, pueden generar incrementos de la inversión. Considerando todo lo señalado una representación genérica de la inversión puede ser la siguiente:

$$I_t = f(Y_t, Y_{t+i}^e, r_t, \pi_t, e_t \dots)$$

donde:

$$I_t = \text{Inversión}$$

$$Y_t = \text{Corresponde al ingreso}$$

$$r_t = \text{La tasa de interés real}$$

$$\pi_t = \text{Inflación}$$

$$e_t = \text{Tipo de cambio nominal}$$

La metodología del cálculo de la FBKF, que conforma este concepto, está definida por los gastos en mejoras o reformas de los bienes duraderos que prolongan sensiblemente la vida de un activo y se agrega la compra de animales de cría y de tiro, ganado lechero y otros análogos; también se agrega el valor

de los activos nuevos producidos en el país (construcción, maquinaria y equipo de transporte y equipo en general, así como las importaciones, aunque estos sean de segunda mano).

Con relación a la compra de animales, maquinaria, equipo de transporte y equipo en general, esta es realizada por diferentes sectores como “Agricultura, Pecuaria, Silvicultura, Caza y Pesca”, “Hidrocarburos y Minería”, “Manufacturas” y “Construcción” principalmente, aspecto que dificulta la trazabilidad de los bienes y servicios que corresponden a este componente de la demanda agregada, a excepción del sector “Construcción” el cual está directamente relacionado con la FBKF.

En el caso del sector “Construcción”, el valor de los proyectos nuevos de construcción, sean estos edificios residenciales, no residenciales y obras de ingeniería civil, se registran en la FBKF debido a que estos son una adición de activos fijos tangibles nuevos para la economía. Además, para Bolivia en los últimos 22 años el sector de “Construcción” concentró, en promedio, un 54,2% del valor real del total de la FBKF (contra un 45,8% por parte de los bienes de capital), y para los últimos 4 años, el porcentaje se ha incrementado alcanzando hasta un 60%.

Los Gráficos 5 y 6 muestran el análisis exploratorio entre el comportamiento de la FBKF y los valores registrados de la actividad económica “Construcción” (utilizada como variable *proxy*), encontrando una relación de comportamiento estacional y tendencial muy similar entre ambas variables y una relación positiva con un R cuadrado de 62% entre sus tasas de crecimiento interanuales.

Gráfico 5: FBKF Y PROXY
(En millones de Bolivianos)

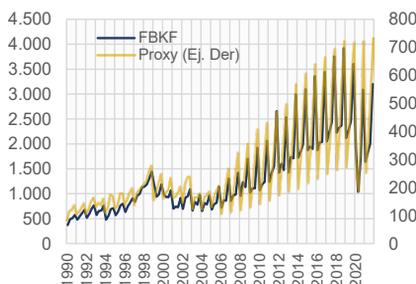
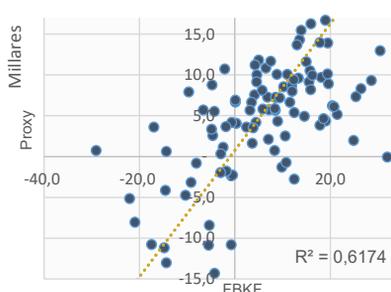


Gráfico 6: CRECIMIENTO INTERANUAL DE LA FBKF Y PROXY
(En porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con datos del INE

Entonces se propone el siguiente modelo que solo incorpora el sector construcción como variable *proxy* y la tasa de interés real como variable exógena de control, de tal forma que:

$$\Delta y_t = \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^5 \beta_i \Delta y_{t-i} + \alpha_t + e_t$$

donde:

$$y_t = \begin{bmatrix} x_t \\ h_{fbkf,t} \\ z_t \end{bmatrix}_{n \times 1} = \begin{bmatrix} FBKF \\ y_t^{Construcción} \\ Tasa\ de\ interes\ real \end{bmatrix}_{3 \times 1}$$

La FBKF y los valores registrados de la actividad económica “Construcción” son expresadas en logaritmos, y la elección de una estructura simple para la estimación es deliberada por el tamaño de la muestra y la cantidad de parámetros a estimar.

La especificación y test realizados a las variables presentan evidencia de un solo vector de integración con 6 rezagos para un VAR en niveles (5 rezagos para el VECM).

La elasticidad de largo plazo estimada entre la FBKF y el sector “Construcción” ($\varepsilon_{fbkf,h}$) del vector de cointegración tiene signo positivo con un valor de 1,15, y la semielasticidad entre la FBKF y la tasa de interés real ($\varepsilon_{fbkf,r}$) es negativa alcanzando un valor de 0,002; ambos parámetros poseen los signos coherentes con la teoría económica y son utilizados para estimar la tasa de variación FBKF con la siguiente ecuación:

$$\frac{\Delta FBKF_t}{FBKF_{t-1}} = \varepsilon_{fbkf,h} \frac{\Delta h_{fbkf,t}}{h_{fbkf,t-1}} + \varepsilon_{fbkf,r} \frac{\Delta r_t}{r_{t-1}} r_{t-1}$$

d. Las exportaciones de bienes y servicios

Existen múltiples factores que afectan el volumen de las exportaciones de bienes y servicios, como la capacidad de producir un bien o servicio, la competitividad externa, las condiciones de la demanda interna, el tipo de cambio real, la capacidad de compra por parte del resto del mundo, entre otros. De similar forma a lo descrito en los anteriores componentes de la demanda agregada, una representación genérica para las exportaciones puede ser descrita como:

$$X_t = f(Y_t, Y_t^{ext}, \text{Comp. Externa}, \text{Cap. export}, q_t \dots)$$

donde:

$X_t = \text{Exportaciones}$

$Y_t = \text{ingreso}$

$Y_t^{ext} = \text{ingreso del resto del mundo}$

$\text{Comp.} = \text{Competitividad externa}$

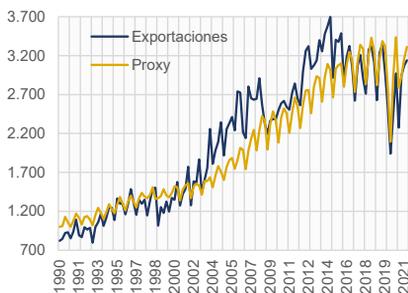
$\text{Cap. export} = \text{Capacidad de exportación}$

$q_t = \text{Tipo de cambio real}$

La variable *proxy* de la capacidad de exportación ($h_{exp,t}$) se construyó considerando el ingreso de los sectores de la actividad económica que tienen una relación principal con las exportaciones dentro de la MIP, como se definió en el Cuadro 2, de tal forma que:

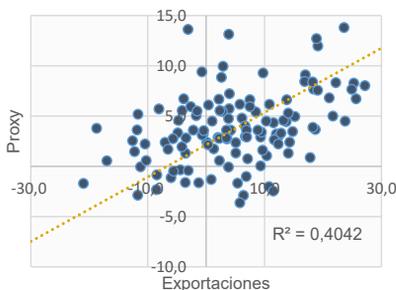
$$h_{exp,t} = y_t^{Ind. Manf} + y_t^{Transp.} + y_t^{Extr. Minas}$$

Gráfico 7: EXPORTACIONES Y PROXY DE LA CAPACIDAD DE EXPORTACIÓN
(En millones de Bolivianos)



Fuente: Elaboración propia con datos del INE

Gráfico 8: CRECIMIENTO INTERANUAL DE LAS EXPORTACIONES Y PROXY
(En porcentaje)



Utilizando el *proxy* de la capacidad de las exportaciones y el tipo de cambio real como variable *proxy* de la competitividad, se construye un modelo VECM para la estimación de las exportaciones de tal forma que:

$$\Delta y_t = \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^5 \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \varphi D_j + \alpha_t + e_t$$

donde:

$$y_t = \begin{bmatrix} x_t \\ h_{exp,t} \\ z_t \end{bmatrix}_{3 \times 1} = \begin{bmatrix} Exportaciones \\ Proxy Cap. export \\ Tipo de cambio Real \end{bmatrix}_{3 \times 1}$$

$$D_t = \begin{bmatrix} D_1 \\ D_2 \\ D_3 \\ D_{2020q2} \end{bmatrix}_{4 \times 1} = \begin{bmatrix} Dicotomica Estacional trim I \\ Dicotomica Estacional trim II \\ Dicotomica Estacional trim III \\ Dicotomica segundo trimestre de 2020 \end{bmatrix}_{4 \times 1}$$

Considerando el tamaño de la muestra (120 observaciones), el modelo VECM incluye 3 variables principales y 4 variables dicotómicas que capturan el comportamiento estacional.

La especificación y test realizados a las variables presentan evidencia de un solo vector de integración con 5 rezagos para un VAR en niveles (4 rezagos para el VECM), el cual incluye tres variables dicotómicas estacionales.

$$\frac{\Delta EXP_t}{EXP_{t-1}} = \varepsilon_{EXP,h} \frac{\Delta h_t}{h_{t-1}} + \varepsilon_{EXP,tqr} \frac{\Delta tqr_t}{tqr_{t-1}}$$

e. *Las importaciones de bienes y servicios*

Existen múltiples factores que afectan el volumen de las importaciones de bienes y servicios, como la capacidad del resto del mundo para producir un bien o servicio, la competitividad externa, las condiciones de la demanda interna, el tipo de cambio real, la capacidad de compra por parte de país importador, entre otros. De similar forma a lo descrito en los anteriores componentes de la demanda agregada, una representación genérica para las importaciones puede ser descrita como:

$$M_t = f(Y_t, q_t, Y_t^{ext} \dots)$$

donde

$M_t =$ Importaciones

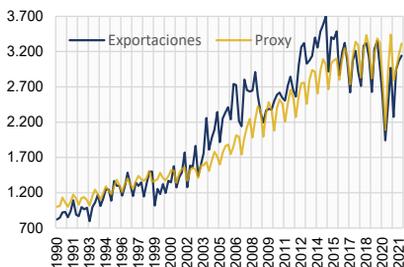
$Y_t =$ Ingreso de la economía nacional

$q_t =$ Tipo de cambio real

$Y_t^{ext} =$ Ingreso del resto del mundo

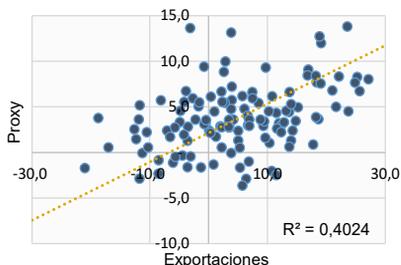
Generalmente se considera al PIB como una buena medida de la capacidad de importación del país y, como se aprecia en los Gráficos 9 y 10, guarda una importante relación con el valor real de las importaciones de bienes y servicios.

Gráfico 9: IMPORTACIONES Y PIB
(En millones de Bolivianos)



Fuente: Elaboración propia con datos del INE

Gráfico 10: CRECIMIENTO INTERANUAL DE LAS IMPORTACIONES Y PIB
(En porcentaje)



Entonces, utilizando el PIB como una medida de la capacidad de importación del país y el tipo de cambio real como variable *proxy* de la competitividad se construye un modelo VECM para la estimación de las importaciones de tal forma que:

$$\Delta y_t = \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^5 \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \varphi D_j + \alpha_t + e_t$$

donde:

$$y_t = \begin{bmatrix} x_t \\ h_{imp,t} \\ z_t \end{bmatrix}_{3 \times 1} = \begin{bmatrix} \text{Importaciones} \\ \text{PIB real} \\ \text{Tipo de cambio Real} \end{bmatrix}_{3 \times 1}$$

$$D_t = \begin{bmatrix} D_1 \\ D_2 \\ D_3 \\ D_{2020q2} \end{bmatrix}_{4 \times 1} = \begin{bmatrix} \text{Dicotómica Estacional trim I} \\ \text{Dicotómica Estacional trim II} \\ \text{Dicotómica Estacional trim III} \\ \text{Dicotómica segundo trimestre de 2020} \end{bmatrix}_{4 \times 1}$$

De similar forma a la que se trabajó con los demás componentes de la demanda agregada, se trabajó con las series en logaritmos y solo se incluyeron 3 variables principales en el modelo y 4 variables dicotómicas para capturar el comportamiento estacional.

La especificación y test realizados a las variables presentan evidencia de un solo vector de integración con 4 rezagos para un VAR en niveles (3 rezagos para el VECM), el cual incluye tres variables dicotómicas estacionales.

La elasticidad de largo plazo estimada entre las importaciones y el PIB ($\varepsilon_{IMP,PIB}$) del vector de cointegración tiene signo positivo, con un valor de 1,78, y la semielasticidad entre las importaciones y el índice de tipo de cambio real ($\varepsilon_{IMP,tqr}$) es negativa alcanzando un valor de -0,88, las cuales se utilizan para estimar la tasa de variación de este componente de la demanda agregada, de tal forma que:

$$\frac{\Delta IMP_t}{IMP_{t-1}} = \varepsilon_{IMP,h} \frac{\Delta PIB_t}{PIB_{t-1}} + \varepsilon_{IMP,tqr} \frac{\Delta tqr_t}{tqr_{t-1}}$$

f. Características de las especificaciones

El Cuadro 4 muestra un resumen de las especificaciones de los modelos estimados para los componentes de la demanda agregada descritos anteriormente. Se puede resaltar que el R-ajustado para las variables $x_{i,t}$ que conforman el PIB por el lado del gasto, presenta un valor superior a 60%, y no presentan evidencia de auto correlación en los residuos.

Cuadro 4: Especificación de los Modelos

Especificación\ Variable	Gasto de consumo final de los hogares e ISFLH (C)	Gasto de consumo final de la Adm. pública (G)	Formación Bruta de Capital Fijo (FBKF)	Exportaciones de Bienes y Servicios (EXP)	Importaciones de Bienes y Servicios (IMP)
Modelo	ARDL	VECM	VECM	VECM	VECM
Variables del modelo	$C_t, h_{c,t}, r_t$	$G_t, h_{g,t}$	$FBKF_t, h_{fbkf,t}, r_t$	$EXP_t, h_{exp,t}, tqr_t$	IMP_t, PIB_t, tqr_t
Cantidad de Rezagos	1	4	9	4	3
Número de dicotómicas	3	4	0	5	4
P-valor test de autocorrelación ³	0.1303	0.2153	0.1772	0.1229	0.1648
N° de Vectores de Cointegración	N/A	1	1	1	1
R-Ajustado	0,99	0,943	0,86	0,71	0,66
N° de Coeficientes Estimados	6	27	97	57	46

Fuente: Elaboración propia

3 En el caso del modelo de consumo se realizó el test de Durbin – Watson de primer orden; para los modelos VECM se realizó el test asintótico de Portmanteau.

Los modelos VECM estimados presentaron evidencia estadística de la existencia de un solo vector de cointegración y los rezagos de los modelos se encuentran en el orden de tres a nueve periodos, resultado esperado considerando la frecuencia trimestral de los datos utilizados. Finalmente, se tiene entre 6 a 97 coeficientes estimados en los modelos.

g. Restricción de cierre para la estimación del PIB por el lado del gasto

La metodología propuesta se basa tanto en las relaciones encontradas en la MIP y el PIB por el lado de la oferta, conjuntamente con algunas otras variables macroeconómicas exógenas conforme con los supuestos de la teoría económica. Sin embargo, se debe cumplir que la estimación del PIB por el lado de la demanda debe ser igual al PIB por actividad económica:

$$Y_t = \sum_{i=1}^N s_{i,t} = \sum_{i=1}^M \tilde{x}_{i,t}$$

Siguiendo a Da Costa y Juan-Ramón (2011), se establece que uno de los componentes de la demanda agregada actúe como variable de cierre, de tal forma que esta sea definida como:

$$\hat{x}_{6,t} = Y_t^S - \sum_{i=0}^5 \hat{x}_{i,t}$$

donde:

Y_t^S = PIB por actividad económica

$\hat{x}_{i,t}$ = Estimación de los componentes de la demanda agregada

$\hat{x}_{6,t}$ = Componente de la demanda agregada de cierre

Generalmente, se utiliza como variable de cierre a la Variación de Existencias, esto debido a la característica de la misma, ya que esta es una de las variables con mayor volatilidad y presenta la mayor dificultad para la precisión en sus estimaciones; además existe poca literatura y trabajos empíricos que aborden sus determinantes y comportamiento, por lo que su uso como variable residual estaría tratando de captar las diferencias que existan entre la demanda esperada y efectiva.

IV. Estimaciones de los componentes de la demanda agregada

a. Resultados de las estimaciones

Con el fin de evaluar el rendimiento de los modelos fuera de muestra, utilizando la metodología descrita previamente, la estimación de los parámetros consideró únicamente el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1990 hasta el cuarto trimestre de 2019, dejando 12 trimestres para la evaluación del rendimiento del modelo, abarcando desde el primer trimestre de 2020 al cuarto trimestre de 2022.

Es importante resaltar que el periodo fuera de muestra presenta un desafío adicional para los modelos estimados, considerando los valores atípicos en el comportamiento de las variables bajo estudio, debido a los efectos negativos del COVID19 en 2020 y la recuperación de la actividad económica en 2021, siendo solo el periodo de 2022, fuera de muestra, el único periodo relativamente “normal”.

i. Consumo

Como se muestra en los Gráficos 11 y 12, el modelo logra capturar el comportamiento estacional y tendencial del consumo de los hogares en niveles y la estimación fuera de muestra logró capturar la caída por los efectos del COVID en 2020 y la recuperación de 2021, siendo los pronósticos obtenidos para cada trimestre muy similares a los observados en la gestión 2022.

La metodología considerando los valores observados del PIB, estimó fuera de muestra una tasa de 4,0% para el consumo, al final de la gestión 2022, levemente inferior al 4,2% registrado.

Gráfico 11: CONSUMO
(En millones de Bolivianos)

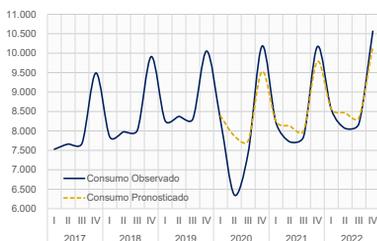


Gráfico 12: CRECIMIENTO ACUMULADO DEL CONSUMO
(En porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con datos del INE

ii. Gasto de Gobierno

La estimación del modelo para el Gasto de Gobierno captura el comportamiento tendencial y cíclico en niveles, sin embargo, en tasas presenta dificultades en parte de la estimación fuera de muestra, específicamente para 2020 y 2021, mejorando su rendimiento en 2022. Los resultados estiman un crecimiento acumulado del 4,5%, cercano al 4,0% observado al cierre de la gestión 2022. Cabe resaltar que el modelo, al utilizar como fuente al sector “Servicios de la Administración Pública”, permite conservar la coherencia entre la estimación del PIB por el lado de la oferta y la demanda.

Gráfico 13: GASTO DE GOBIERNO
(En millones de Bolivianos)

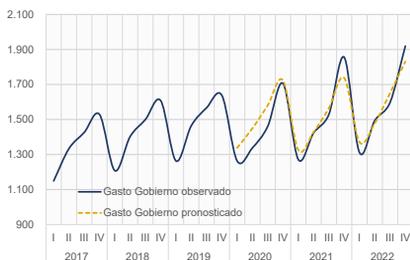


Gráfico 14: CRECIMIENTO ACUMULADO DEL GASTO DE GOBIERNO
(En porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con datos del INE

El pronóstico refleja la existencia de una desviación en el comportamiento del sector “Servicios de la Administración Pública” y el Gasto de Gobierno para las gestiones 2020 y 2021, retomando su trayectoria en 2022.

iii. Formación Bruta de Capital Fijo

Los Gráficos 15 y 16 muestran que las estimaciones del modelo logran capturar el comportamiento estacional y tendencial de la FBKF en niveles y tasas para el periodo fuera de muestra, incluso en las gestiones 2020 y 2021, donde se suscitó un fenómeno atípico por el COVID19.

Gráfico 15: FORMACIÓN BRUTA DE CAPITAL FIJO
(En millones de Bolivianos)

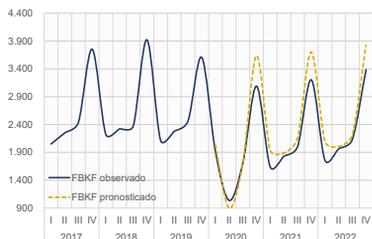
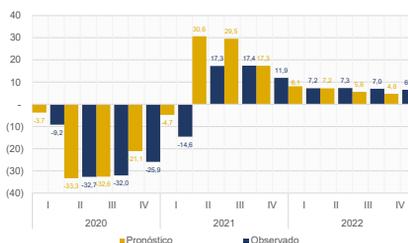


Gráfico 16: CRECIMIENTO ACUMULADO DE LA FORMACIÓN BRUTA DE CAPITAL FIJO
(En porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con datos del INE

Las estimaciones, al cuarto trimestre de 2022, se encuentran en valores menores al valor observado, estimando una tasa de crecimiento acumulada de 4,8% a final de periodo de 2022. Esto considerando que el modelo estimó mayores niveles en 2021 con respecto a lo observado.

iv. Importaciones

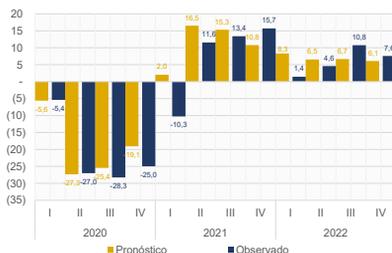
Los resultados de las estimaciones para las importaciones presentan una tasa acumulada de 6,1% para final de 2022, cercano al valor observado de 7,6%, y se estima una recuperación en los niveles importados pre pandemia con valores alrededor de Bs4.000 millones.

Si bien existió una desviación importante en el primer trimestre de 2021, en general, el pronóstico para el periodo fuera de muestra, presenta un comportamiento similar tanto en tasas como en nivel, inclusive para las gestiones 2020 y 2021.

Gráfico 17: IMPORTACIONES
(En millones de Bolivianos)



Gráfico 18: CRECIMIENTO ACUMULADO DE LAS IMPORTACIONES
(En porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con datos del INE

v. Exportaciones

Las proyecciones para las exportaciones presentaron un buen rendimiento fuera de muestra para 2020 y 2021, sin embargo no lograron capturar el comportamiento para 2022, subestimando los valores observados.

Gráfico 19: EXPORTACIONES
(En millones de Bolivianos)

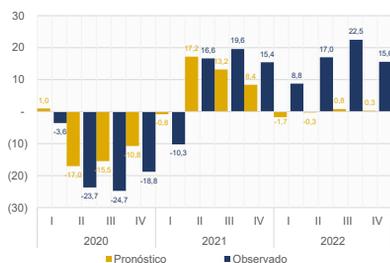
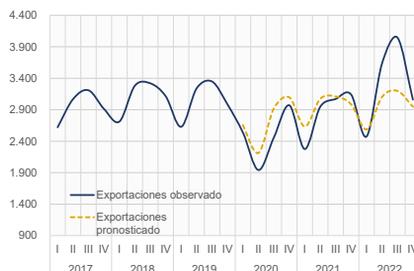


Gráfico 20: CRECIMIENTO ACUMULADO DE LAS EXPORTACIONES
(En porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con datos del INE

La brecha generada entre el pronóstico del modelo y los valores observados podría deberse al uso de *stock* para satisfacer la demanda externa, considerando que los sectores asociados a la variable *proxy* para las exportaciones no presentaron tasas de crecimiento importantes, aspecto que explicaría el error de predicción bajo esta metodología para la gestión 2022.

vi. Variación de existencias

Considerando la restricción de cierre para la estimación del PIB por el lado del gasto, se estima, por residuo, la Variación de Existencias, el cual, como se observa en el Gráfico 22, para el periodo fuera de muestra estimó un mayor uso de existencias en los años 2020 y 2021, y alcanzó niveles similares en 2022.

Gráfico 21: VARIACIÓN DE EXISTENCIAS
(En millones de Bolivianos)

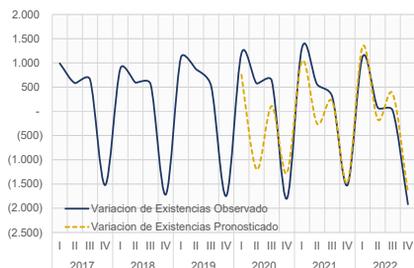


Gráfico 22: TASA A SIMILAR PERIODO DE LA VARIACIÓN DE EXISTENCIAS
(En porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con datos del INE

VI. Conclusiones

Este trabajo propone una metodología para la estimación de cada uno de los componentes del PIB por el lado del gasto, considerando los trabajos de Carrera (2019), Croce et al. (2002) y Da Costa y Juan-Ramón (2011). Parte, principalmente, del PIB por actividad económica, la información disponible en la MIP y la estimación de las elasticidades de largo plazo de los modelos VECM y ARDL construidos, utilizando a la Variación de Existencias como variable de cierre o ajuste para que la estimación del PIB, por el lado del gasto, sea igual al PIB por actividad económica.

En la parte empírica, se aplicó la metodología con el fin de estimar las tasas de crecimiento de cada uno de los componentes del PIB por el lado del gasto, obteniendo para el consumo, el gobierno y la FBKF tasas muy similares a las observadas a lo largo del 2022, con resultados moderados en el caso de las importaciones. La tasa de crecimiento, en el caso de las exportaciones, fue subestimada por el modelo, sin embargo, es posible que exista un efecto de uso de inventarios, que explicaría este resultado, dado que los sectores relacionados a este componente no presentaron tasas de crecimiento importantes en 2022.

El efecto de una menor actividad económica en 2020, producto del COVID19 y su recuperación en 2021, generó comportamientos atípicos de los agentes económicos; sin embargo, el modelo pudo capturar este comportamiento para la FBKF, las importaciones, las exportaciones y en menor medida para el consumo.

Finalmente, esta contribución metodológica permite obtener estimaciones en la dinámica del comportamiento de los agentes económicos considerando su relación con los diferentes sectores de la economía y, en un sentido más amplio, considerar los efectos en la composición del PIB por tipo de gasto ante cambios en el comportamiento de los diferentes sectores de la actividad económica.

Referencias bibliográficas

CANOVA, Fabio, 2007. *Methods for Applied Macroeconomic Research*. New Jersey: Princeton University Press. ISBN: 0-691-11504-4

CARRERA, César, 2019. Estimación del consumo a partir de sus componentes principales en la Tabla Insumo-Producto. Banco Central de Reserva del Perú, Documento de trabajo N° 2019-004, febrero. Disponible en: <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2019/documento-de-trabajo-004-2019.pdf>

CROCE, Enzo, DA COSTA, Mercedes y JUAN-RAMÓN, Hugo, 2002. *Programación financiera: métodos y aplicación al caso de Colombia*. Washington D. C.: International Monetary Fund. ISBN: 1-55775-969-3

DA COSTA, Mercedes y JUAN-RAMÓN, Hugo, 2011. *Programación financiera: Fundamentos teóricos y aplicación práctica al caso de Costa Rica*. Washington D. C.: Banco Interamericano de Desarrollo y Fondo Monetario Internacional. ISBN: 978-1-59782-136-0

DURÁN, José y BANACLOCHEA, Santacruz, 2021. Análisis económicos a partir de matrices de insumo-producto. Definiciones, indicadores y aplicaciones para América Latina. Comisión Económica para América Latina, Documento de proyecto LC/TS.2021/177, diciembre. Disponible en: <https://www.cepal.org/es/publicaciones/47537-analisis-economicos-partir-matrices-insumo-producto-definiciones-indicadores>

ENGLE, Robert and GRANGER, C. W. J., 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55 (2), pp. 251 - 276. Disponible en: <https://doi.org/10.2307/1913236>

HAMILTON, James, 1994. *Time Series Analysis*. New Jersey: Princeton University Press. ISBN: 0-691-04289-6

HAYASHI, Fumio, 2011. *Econometrics*. New Jersey: Princeton University Press. ISBN: 0-691-01018-8

HENDRY, David, 1995. *Dynamic Econometrics*. New York: Oxford University Press. ISBN: 0-19-828316-4

INSTITUTE FOR CAPACITY DEVELOPMENT COURSES. (2013). *Financial Programming and Policy*. International Monetary Fund.

JOHANSEN, Søren, 1991. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59 (6), pp. 1551 - 1580. Disponible en: <https://doi.org/10.2307/2938278>

PESARAN, Hashem and SHIN, Yongcheol, 1995. An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. Working paper, February. Disponible en: https://www.researchgate.net/publication/4800254_An_Autoregressive_Distributed_Lag_Modeling_Approach_to_Co-integration_Analysis

PESARAN, Hashem, SHIN, Yongcheol and SMITH, Richard, 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3), pp. 289 – 326. ISSN: 1099-1255. Disponible en: <https://doi.org/10.1002/jae.616>

WEBEL, Karsten, 2011. Greene, W. H., Econometric Analysis. *Statistical Papers*, 52 (4), 983 - 984. Electronic ISSN: 1613-9798. Disponible en: <https://doi.org/10.1007/s00362-010-0315-8>

APÉNDICE

Test Dickey- Fuller Aumentado para las variables en primeras diferencias expresadas en logaritmos

Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test: Consumo

Test regression drift
Call: lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:				
Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.037298	-0.009785	-0.000467	0.010284	0.043752

Coefficients:	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	0.012995	0.004253	3.055	0.00288 **
z.lag.1	-1.363020	0.423507	-3.151	0.00214 **
z.diff.lag1	-0.393005	0.401959	-0.978	0.33055
z.diff.lag2	-1.00061	0.348295	-3.130	0.00229 **
z.diff.lag3	-1.444188	0.252341	-5.723	1.08e-07 ***
z.diff.lag4	-0.790028	0.168883	-4.678	9.01e-06 ***
z.diff.lag5	-0.366634	0.084040	-4.344	3.34e-05 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.01457 on 95 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9943, Adjusted R-squared: 0.994
F-statistic: 2778 on 6 and 95 Df, p-value: <2.2e-16

Value of test-statistic is: -3.1514 4.9966

Critical values for test statistics:				
1pct	5pct	10pct		
tau2	-3.46	-2.88	-2.57	
phi1	6.52	4.63	3.81	

Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test: Gobierno

Test regression drift
Call: lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:				
Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.15537	-0.02274	0.00298	0.02384	0.17214

Coefficients:	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	0.048496	0.006029	8.044	1.55e-12 ***
z.lag.1	-4.651761	0.378573	-12.288	<2e-16 ***
z.diff.lag1	2.479576	0.286318	8.660	6.94e-14 ***
z.diff.lag2	1.317849	0.190690	6.911	4.12e-10 ***
z.diff.lag3	0.203457	0.093734	2.171	0.0325 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.04687 on 103 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9743, Adjusted R-squared: 0.9733
F-statistic: 977 on 4 and 103 Df, p-value: <2.2e-16

Value of test-statistic is: -12.2876 75.5035

Critical values for test statistics:				
1pct	5pct	10pct		
tau2	-3.46	-2.88	-2.57	
phi1	6.52	4.63	3.81	

Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test: h_c

Test regression drift
Call: lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:				
Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.038341	-0.005620	0.001075	0.006371	0.026654

Coefficients:	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	0.011544	0.003363	3.433	0.000864 ***
z.lag.1	-1.117391	0.315680	-3.540	0.000605 ***
z.diff.lag1	-0.455319	0.287120	-1.586	0.11587
z.diff.lag2	-0.737298	0.214194	-3.442	0.000838 ***
z.diff.lag3	-1.007087	0.146011	-6.897	4.55e-10 ***
z.diff.lag4	-0.298271	0.093993	-3.173	0.001992 **

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.01096 on 102 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9867,
F-statistic: 1518 on 5 and 102 Df, p-value: <2.2e-16

Value of test-statistic is: -3.5396 6.291

Critical values for test statistics:				
1pct	5pct	10pct		
tau2	-3.46	-2.88	-2.57	
phi1	6.52	4.63	3.81	

Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test: H_g

Test regression drift
Call: lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:				
Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.158627	-0.016724	0.001599	0.025153	0.197448

Coefficients:	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	0.040498	0.004538	8.925	1.47e-14 ***
z.lag.1	-3.750263	0.098948	-37.901	<2e-16 ***
z.diff.lag1	1.801023	0.072260	24.924	<2e-16 ***
z.diff.lag2	0.876761	0.037712	23.249	<2e-16 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.0463 on 106 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9621, Adjusted R-squared: 0.961
F-statistic: 895.8 on 3 and 106 Df, p-value: <2.2e-16

Value of test-statistic is: -37.9013 718.274

Critical values for test statistics:				
1pct	5pct	10pct		
tau2	-3.46	-2.88	-2.57	
phi1	6.52	4.63	3.81	

Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test: Tasa de Interes

Test regression drift
Call: lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:				
Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.51378	-0.38135	0.02681	0.34251	2.39263

Coefficients:	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-0.078257	0.071044	-1.102	0.27348
z.lag.1	-0.390873	0.116700	-3.349	0.00117 **
z.diff.lag1	0.340553	0.116992	2.911	0.00450 **
z.diff.lag2	0.220551	0.111493	1.978	0.05084
z.diff.lag3	0.157998	0.111279	1.420	0.15396
z.diff.lag4	-0.445693	0.108544	-4.106	8.58e-05 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.7051 on 94 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.5467, Adjusted R-squared: 0.5033
F-statistic: 12.59 on 9 and 94 Df, p-value: 6.573e-13

Value of test-statistic is: -3.3494 5.6796

Critical values for test statistics:				
1pct	5pct	10pct		
tau2	-3.46	-2.88	-2.57	
phi1	6.52	4.63	3.81	

Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test: h_fbkf

Test regression drift
Call: lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:				
Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.47973	-0.03834	0.00651	0.04038	0.38399

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(> t)				
(Intercept)	0.023229	0.011053	2.102	0.0380 *
z.lag.1	-2.008195	0.338770	-5.928	3.96e-08 ***
z.diff.lag1	0.511799	0.255622	2.002	0.0478 *
z.diff.lag2	0.009319	0.171934	0.054	0.9569
z.diff.lag3	-0.490899	0.087450	-5.613	1.63e-07 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.1078 on 105 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9782, Adjusted R-squared: 0.9774
F-statistic: 1180 on 4 and 105 DF, p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: -5.9279 17.573

Critical values for test statistics:			
1pct	5pct	10pct	
tau2	-3.46	-2.88	-2.57
phi1	6.52	4.63	3.81

Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test: Exportaciones

Test regression drift
Call: lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:				
Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.245879	-0.02954	0.006874	0.056461	0.155057

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(> t)				
(Intercept)	0.018723	0.008536	2.193	0.0305 *
z.lag.1	-1.810353	0.316418	-5.721	1.01e-07 ***
z.diff.lag1	0.346471	0.244886	1.416	0.1597
z.diff.lag2	-0.035409	0.168655	-0.210	0.8341
z.diff.lag3	-0.390248	0.090101	-4.331	3.40e-05 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.08217 on 105 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.8616, Adjusted R-squared: 0.8563
F-statistic: 163.4 on 4 and 105 DF, p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: -5.7214 16.3705

Critical values for test statistics:			
1pct	5pct	10pct	
tau2	-3.46	-2.88	-2.57
phi1	6.52	4.63	3.81

Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test: h_exportacione

Test regression drift
Call: lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:				
Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.088400	-0.019439	0.000521	0.04356	0.074874

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(> t)				
(Intercept)	0.017203	0.004153	4.143	6.96e-05 ***
z.lag.1	-1.812732	0.324871	-5.580	1.89e-07 ***
z.diff.lag1	0.365232	0.246254	1.483	0.141
z.diff.lag2	-0.089946	0.164894	-0.545	0.587
z.diff.lag3	-0.598299	0.085227	-5.964	3.35e-08 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.02882 on 105 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9511, Adjusted R-squared: 0.9492
F-statistic: 510.3 on 4 and 105 DF, p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: -5.5799 15.5693

Critical values for test statistics:			
1pct	5pct	10pct	
tau2	-3.46	-2.88	-2.57
phi1	6.52	4.63	3.81

Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test: Importaciones

Test regression drift
Call: lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:				
Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.285478	-0.061831	-0.001983	0.064189	0.215086

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(> t)				
(Intercept)	0.021100	0.00921	2.281	0.02459 *
z.lag.1	-1.90932	0.30441	-6.272	8.07e-09 ***
z.diff.lag1	0.49984	0.23467	2.130	0.03551 *
z.diff.lag2	0.16947	0.16725	1.013	0.31324
z.diff.lag3	-0.25438	0.09467	-2.687	0.00838 **

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.08936 on 105 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.808, Adjusted R-squared: 0.8007
F-statistic: 110.5 on 4 and 105 DF, p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: -6.2723 19.6787

Critical values for test statistics:			
1pct	5pct	10pct	
tau2	-3.46	-2.88	-2.57
phi1	6.52	4.63	3.81

Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test: h_import

Test regression drift
Call: lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:				
Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.033926	-0.008658	0.001540	0.010656	0.041930

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(> t)				
(Intercept)	0.013800	0.003976	3.470	0.000758 ***
z.lag.1	-1.391294	0.373161	-3.728	0.000314 ***
z.diff.lag1	-0.220999	0.336535	-0.657	0.512831
z.diff.lag2	-0.551956	0.247790	-2.228	0.028067 *
z.diff.lag3	-0.894541	0.163993	-5.455	3.34e-07 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.01439 on 104 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9918, Adjusted R-squared: 0.9914
F-statistic: 2526 on 5 and 104 DF, p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: -3.7284 6.954

Critical values for test statistics:			
1pct	5pct	10pct	
tau2	-3.46	-2.88	-2.57
phi1	6.52	4.63	3.81

Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test: PIB

Test regression drift
Call: lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:				
Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.033926	-0.008658	0.001540	0.010656	0.041930

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(> t)				
(Intercept)	0.013800	0.003976	3.470	0.000758 ***
z.lag.1	-1.391294	0.373161	-3.728	0.000314 ***
z.diff.lag1	-0.220999	0.336535	-0.657	0.512831
z.diff.lag2	-0.551956	0.247790	-2.228	0.028067 *
z.diff.lag3	-0.894541	0.163993	-5.455	3.34e-07 ***
z.diff.lag4	-0.263737	0.095127	-2.772	0.006594 **

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.01439 on 104 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9918, Adjusted R-squared: 0.9914
F-statistic: 2526 on 5 and 104 DF, p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: -3.7284 6.954

Critical values for test statistics:			
1pct	5pct	10pct	
tau2	-3.46	-2.88	-2.57
phi1	6.52	4.63	3.81

Test de cointegración de Johansen y Traza

Test type: trace statistic
without linear trend and constant in cointegration
 $\log(\text{Gobierno})=l_g; \log(h_gobierno)=l_proxy_g$

Eigenvalues (lambda):
[1] 4.077020e-01 6.796021e-02 1.395249e-16

Values of teststatistic and critical values of test:

test	10pct	5pct	1pct	
$r \leq 1$	8.09	7.52	9.24	12.97
$r = 0$	68.32	17.85	19.96	24.60

Eigenvectors, normalised to first column:
(These are the cointegration relations)

	$l_g, l5$	$l_proxy_g, l5$	constant
$l_g, l5$	1.000000	1.000000	1.000000
$l_proxy_g, l5$	-1.175417	-0.8819098	-1.0239831
constant	1.781838	-1.7753505	0.1255384

Weights W:
(This is the loading matrix)

	$l_g, l5$	$l_proxy_g, l5$	constant
l_g, d	-0.1182899	-0.05927879	-3.708643e-12
l_proxy_g, d	-0.1150034	0.05472105	-2.123494e-12

Test type: trace statistic
without linear trend and constant in cointegration
 $\log(\text{FBKF})=l_fbkf; \log(h_fbkf)=l_proxy_fbkf; \text{tasa de interes}=tasa$

Eigenvalues (lambda):
[1] 1.446593e-01 6.056433e-02 2.337564e-02 3.374828e-17

Values of teststatistic and critical values of test:

test	10pct	5pct	1pct	
$r \leq 2$	2.70	7.52	9.24	12.97
$r \leq 1$	9.82	17.85	19.96	24.60
$r = 0$	27.63	32.00	34.91	41.07

Eigenvectors, normalised to first column:
(These are the cointegration relations)

	$l_fbkf, l6$	$l_proxy_fbkf, l6$	tasa, l6	constant
$l_fbkf, l6$	1.000000000	1.000000000	1.0000000	1.0000000
$l_proxy_fbkf, l6$	-1.161557826	-0.51534885	-1.6432649	-1.7469978
tasa, l6	0.002363738	0.02935372	-0.0199763	0.014370
constant	0.355615345	-8.22638522	6.3911460	7.349828

Weights W:
(This is the loading matrix)

	$l_fbkf, l6$	$l_proxy_fbkf, l6$	tasa, l6	constant
l_fbkf, d	-0.1153130	-0.05672836	-0.013896551	-5.403887e-14
l_proxy_fbkf, d	0.4203980	-0.05380773	-0.007494452	2.041014e-14
tasa, d	-0.3371719	-0.16995537	0.458442690	-1.780725e-13

Test type: maximal eigenvalue statistic (lambda max)
without linear trend and constant in cointegration
 $\log(\text{Gobierno})=l_g; \log(h_gobierno)=l_proxy_g$

Eigenvalues (lambda):
[1] 4.077020e-01 6.796021e-02 1.395249e-16

Values of teststatistic and critical values of test:

test	10pct	5pct	1pct	
$r \leq 1$	8.09	7.52	9.24	12.97
$r = 0$	60.23	13.75	15.67	20.20

Eigenvectors, normalised to first column:
(These are the cointegration relations)

	$l_g, l5$	$l_proxy_g, l5$	constant
$l_g, l5$	1.000000	1.000000	1.000000
$l_proxy_g, l5$	-1.175417	-0.8819098	-1.0239831
constant	1.781838	-1.7753505	0.1255384

Weights W:
(This is the loading matrix)

	$l_g, l5$	$l_proxy_g, l5$	constant
l_g, d	-0.1182899	-0.05927879	-3.708643e-12
l_proxy_g, d	-0.1150034	0.05472105	-2.123494e-12

Test type: maximal eigenvalue statistic (lambda max)
without linear trend and constant in cointegration
 $\log(\text{FBKF})=l_fbkf; \log(h_fbkf)=l_proxy_fbkf; \text{tasa de interes}=tasa$

Eigenvalues (lambda):
[1] 1.446593e-01 6.056433e-02 2.337564e-02 3.374828e-17

Values of teststatistic and critical values of test:

test	10pct	5pct	1pct	
$r \leq 2$	2.70	7.52	9.24	12.97
$r \leq 1$	7.12	13.75	15.67	20.20
$r = 0$	17.81	19.77	22.00	26.81

Eigenvectors, normalised to first column:
(These are the cointegration relations)

	$l_fbkf, l6$	$l_proxy_fbkf, l6$	tasa, l6	constant
$l_fbkf, l6$	1.000000000	1.000000000	1.0000000	1.0000000
$l_proxy_fbkf, l6$	-1.161557826	-0.51534885	-1.6432649	-1.7469978
tasa, l6	0.002363738	0.02935372	-0.0199763	0.014370
constant	0.355615345	-8.22638522	6.3911460	7.349828

Weights W:
(This is the loading matrix)

	$l_fbkf, l6$	$l_proxy_fbkf, l6$	tasa, l6	constant
l_fbkf, d	-0.1153130	-0.05672836	-0.013896551	-5.403887e-14
l_proxy_fbkf, d	0.4203980	-0.05380773	-0.007494452	2.041014e-14
tasa, d	-0.3371719	-0.16995537	0.458442690	-1.780725e-13

Test type: trace statistic
without linear trend and constant in cointegration
 $\log(\text{Export})=_ \text{export} ; \log(\text{h_export})=_ \text{proxy_export} ; \log(\text{tqr})=_ \text{tqr}$

Eigenvalues (lambda):
 [1] 2.295839e-01 6.609737e-02 4.944512e-02 2.130422e-16

Values of teststatistic and critical values of test:

	test	10pct	5pct	1pct
$r \leq 2$	5.83	7.52	9.24	12.97
$r \leq 1$	13.70	17.85	19.96	24.60
$r = 0$	43.69	32.00	34.91	41.07

Eigenvectors, normalised to first column:
 (These are the cointegration relations)

	$_ \text{export.I5}$	$_ \text{proxy_export.I5}$	$_ \text{tqr.I5}$	constant
$_ \text{export.I5}$	1.00000000	1.000000	1.0000000	1.0000000
$_ \text{proxy_export.I5}$	-1.21005441	-1.784677	-1.2658286	-0.1334019
$_ \text{tqr.I5}$	-0.02948833	-1.167676	-0.6394617	8.6815380
constant	3.34496117	16.502060	6.6413504	-52.0523720

Weights W:
 (This is the loading matrix)

	$_ \text{export.I5}$	$_ \text{proxy_export.I5}$	$_ \text{tqr.I5}$	constant
$_ \text{export.d}$	0.02082377	-0.037321519	-0.18762450	1.667380e-14
$_ \text{proxy_export.d}$	0.08706977	-0.007611808	-0.00612831	-4.191742e-15
$_ \text{tqr.d}$	0.01576812	0.061583537	-0.03671651	-7.014528e-15

Test type: trace statistic
without linear trend and constant in cointegration
 $\log(\text{Import})=_ \text{import} ; \log(\text{PIB})=_ \text{pib} ; \log(\text{tqr})=_ \text{tqr}$

Eigenvalues (lambda):
 [1] 6.458637e-01 1.129453e-01 5.541475e-02 1.375176e-16

Values of teststatistic and critical values of test:

	test	10pct	5pct	1pct
$r \leq 2$	6.61	7.52	9.24	12.97
$r \leq 1$	20.52	17.85	19.96	24.60
$r = 0$	140.93	32.00	34.91	41.07

Eigenvectors, normalised to first column:
 (These are the cointegration relations)

	$_ \text{import.I4}$	$_ \text{pib.I4}$	$_ \text{tqr.I4}$	constant
$_ \text{import.I4}$	1.000000	1.0000000	1.000000	1.000000
$_ \text{pib.I4}$	3.090501	-1.3023995	-4.564557	-1.398565
$_ \text{tqr.I4}$	5.954328	-0.3388528	-5.295383	0.504177
constant	-79.713505	7.4845070	81.065441	5.210062

Weights W:
 (This is the loading matrix)

	$_ \text{import.I4}$	$_ \text{pib.I4}$	$_ \text{tqr.I4}$	constant
$_ \text{import.d}$	0.0001180426	-0.38580820	-0.0083012108	1.928793e-12
$_ \text{pib.d}$	0.0028734591	-0.02639435	-0.0008008898	1.810965e-13
$_ \text{tqr.d}$	0.0003367586	-0.03577075	0.0087813159	1.127440e-14

Test type: maximal eigenvalue statistic (lambda max) , without linear trend and constant in cointegration
 $\log(\text{Export})=_ \text{export} ; \log(\text{h_export})=_ \text{proxy_export} ; \log(\text{tqr})=_ \text{tqr}$

Eigenvalues (lambda):
 [1] 2.295839e-01 6.609737e-02 4.944512e-02 2.130422e-16

Values of teststatistic and critical values of test:

	test	10pct	5pct	1pct
$r \leq 2$	5.83	7.52	9.24	12.97
$r \leq 1$	7.86	13.75	15.67	20.20
$r = 0$	29.99	19.77	22.00	26.81

Eigenvectors, normalised to first column:
 (These are the cointegration relations)

	$_ \text{export.I5}$	$_ \text{proxy_export.I5}$	$_ \text{tqr.I5}$	constant
$_ \text{export.I5}$	1.00000000	1.000000	1.0000000	1.0000000
$_ \text{proxy_export.I5}$	-1.21005441	-1.784677	-1.2658286	-0.1334019
$_ \text{tqr.I5}$	-0.02948833	-1.167676	-0.6394617	8.6815380
constant	3.34496117	16.502060	6.6413504	-52.0523720

Weights W:
 (This is the loading matrix)

	$_ \text{export.I5}$	$_ \text{proxy_export.I5}$	$_ \text{tqr.I5}$	constant
$_ \text{export.d}$	0.02082377	-0.037321519	-0.18762450	1.667380e-14
$_ \text{proxy_export.d}$	0.08706977	-0.007611808	-0.00612831	-4.191742e-15
$_ \text{tqr.d}$	0.01576812	0.061583537	-0.03671651	-7.014528e-15

Test type: maximal eigenvalue statistic (lambda max) without linear trend and constant in cointegration
 $\log(\text{Import})=_ \text{import} ; \log(\text{PIB})=_ \text{pib} ; \log(\text{tqr})=_ \text{tqr}$

Eigenvalues (lambda):
 [1] 6.458637e-01 1.129453e-01 5.541475e-02 1.375176e-16

Values of teststatistic and critical values of test:

	test	10pct	5pct	1pct
$r \leq 2$	6.61	7.52	9.24	12.97
$r \leq 1$	13.90	13.75	15.67	20.20
$r = 0$	120.42	19.77	22.00	26.81

Eigenvectors, normalised to first column:
 (These are the cointegration relations)

	$_ \text{import.I4}$	$_ \text{pib.I4}$	$_ \text{tqr.I4}$	constant
$_ \text{import.I4}$	1.000000	1.0000000	1.000000	1.000000
$_ \text{pib.I4}$	3.090501	-1.3023995	-4.564557	-1.398565
$_ \text{tqr.I4}$	5.954328	-0.3388528	-5.295383	0.504177
constant	-79.713505	7.4845070	81.065441	5.210062

Weights W:
 (This is the loading matrix)

	$_ \text{import.I4}$	$_ \text{pib.I4}$	$_ \text{tqr.I4}$	constant
$_ \text{import.d}$	0.0001180426	-0.38580820	-0.0083012108	1.928793e-12
$_ \text{pib.d}$	0.0028734591	-0.02639435	-0.0008008898	1.810965e-13
$_ \text{tqr.d}$	0.0003367586	-0.03577075	0.0087813159	1.127440e-14

Test de cointegración de Phillips y Ouliaris

Phillips and Ouliaris Unit Root Test
 $\log(\text{consumo})=l_c; \log(l_permanente)=l_proxy_c; \text{tasa}=tasa$

Test of type Pz
detrending of series with constant and linear trend

Response l_c:
 Call: lm(formula = l_c ~ zr + trd)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.119826	-0.042019	-0.002285	0.034090	0.156063

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
 (Intercept) 9.449e+00 2.066e+00 4.574 1.22e-05 ***
 zrl_c -3.061e-01 9.718e-02 -3.149 0.002089 ***
 zrl_proxy_c 6.733e-01 1.500e-01 4.489 1.72e-05 ***
 zrtasa 8.642e-05 1.008e-03 0.086 0.931844
 trd 5.547e-03 1.457e-03 3.807 0.000228 ***
 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 0.06321 on 114 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9633, Adjusted R-squared: 0.962
 F-statistic: 748.6 on 4 and 114 DF, p-value: < 2.2e-16

Response l_proxy_c:
 Call: lm(formula = l_proxy_c ~ zr + trd)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.066121	-0.034660	-0.003225	0.029319	0.085205

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
 (Intercept) 12.8890651 1.3041982 9.883 < 2e-16 ***
 zrl_c -0.2544431 0.0613486 -4.147 6.50e-05 ***
 zrl_proxy_c 0.3798091 0.0946925 4.011 0.000108 ***
 zrtasa 0.0023276 0.0006365 3.657 0.000388 ***
 trd 0.0087862 0.0009198 9.552 3.08e-16 ***
 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 0.03991 on 114 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9862, Adjusted R-squared: 0.9857
 F-statistic: 2038 on 4 and 114 DF, p-value: < 2.2e-16

Response tasa:
 Call: lm(formula = tasa ~ zr + trd)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-4.3959	-0.7818	-0.0135	0.6754	4.3628

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
 (Intercept) -70.63377 47.75396 -1.479 0.142
 zrl_c 1.91930 2.24631 0.854 0.395
 zrl_proxy_c 2.92955 3.46722 0.845 0.400
 zrtasa 0.95670 0.02331 41.047 < 2e-16 ***
 trd -0.05636 0.03368 -1.674 0.097.
 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 1.461 on 114 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9798, Adjusted R-squared: 0.9791
 F-statistic: 1380 on 4 and 114 DF, p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: 54.0265
 Critical values of Pz are: 10pct 5pct 1pct
 113.4929 124.3933 145.8644

Phillips and Ouliaris Unit Root Test
 $\log(\text{gobierno})=l_g; \log(h_gobierno)=l_proxy_g$

Test of type Pz
detrending of series with constant and linear trend

Response l_g:
 Call: lm(formula = l_g ~ zr + trd)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.25869	-0.09298	-0.01141	0.09407	0.25181

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
 (Intercept) 14.366765 1.163505 12.348 < 2e-16 ***
 zrl_g -0.886552 0.238385 -3.719 0.000312 ***
 zrl_proxy_g 0.784629 0.242134 3.240 0.001564 ***
 zrtasa 0.002579 0.001622 1.590 0.114716
 trd 0.011559 0.001087 10.632 < 2e-16 ***
 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 0.1125 on 114 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.91, Adjusted R-squared: 0.9069
 F-statistic: 288.3 on 4 and 114 DF, p-value: < 2.2e-16

Response l_proxy_g:
 Call: lm(formula = l_proxy_g ~ zr + trd)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.278019	-0.084099	-0.007426	0.085800	0.269052

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
 (Intercept) 12.278053 1.151679 10.661 < 2e-16 ***
 zrl_g -0.842950 0.235962 -3.572 0.000519 ***
 zrl_proxy_g 0.889470 0.239672 3.711 0.000321 ***
 zrtasa 0.001668 0.001606 1.039 0.301093
 trd 0.010081 0.001076 9.368 8.25e-16 ***
 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 0.1114 on 114 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9155, Adjusted R-squared: 0.9125
 F-statistic: 308.6 on 4 and 114 DF, p-value: < 2.2e-16

Response tasa:
 Call: lm(formula = tasa ~ zr + trd)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-4.2393	-0.7981	-0.0453	0.6770	3.8668

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
 (Intercept) -20.47387 14.90311 -1.374 0.1722
 zrl_g -4.91320 3.05343 -1.609 0.1104
 zrl_proxy_g 6.67093 3.10144 2.151 0.0336 *
 zrtasa 0.96792 0.02078 46.576 < 2e-16 ***
 trd -0.02758 0.01393 -1.981 0.0500.
 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 1.441 on 114 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9803, Adjusted R-squared: 0.9796
 F-statistic: 1419 on 4 and 114 DF, p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: 121.5136
 Critical values of Pz are: 10pct 5pct 1pct
 113.4929 124.3933 145.8644

Phillips and Ouliaris Unit Root Test
 log(FBKf)=_fbkf; log(h_fbkf)=_proxy_fbkf; tasa=tasa

Test of type Pz
detrrending of series with constant and linear trend

Response l_fbkf :
 Call: lm(formula = l_fbkf ~ zr + trd)
Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.50034	-0.15483	0.00688	0.14563	0.49018

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
 (Intercept) 9.941134 1.152412 8.626 4.27e-14 ***
 zrl_fbkf -0.048651 0.146322 -0.332 0.74013
 zrl_proxy_fbkf 0.311731 0.114640 2.719 0.00757 **
 zrtasa 0.007985 0.003441 2.321 0.02209 *
 trd 0.012298 0.001725 7.128 9.90e-11 ***
 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 0.2291 on 114 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.8125, Adjusted R-squared: 0.8059
 F-statistic: 123.5 on 4 and 114 DF, p-value: < 2.2e-16

Response l_proxy_fbkf :
 Call: lm(formula = l_proxy_fbkf ~ zr + trd)
Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.70008	-0.23372	0.04429	0.22052	0.55025

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
 (Intercept) 14.673224 1.503552 9.759 < 2e-16 ***
 zrl_fbkf -0.644103 0.190907 -3.374 0.00101 **
 zrl_proxy_fbkf 0.435864 0.149571 2.914 0.00429 **
 zrtasa 0.014207 0.004490 3.164 0.00199 **
 trd 0.017793 0.002251 7.905 1.88e-12 ***
 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 0.2989 on 114 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.6387, Adjusted R-squared: 0.626
 F-statistic: 50.39 on 4 and 114 DF, p-value: < 2.2e-16

Response tasa :
 Call: lm(formula = tasa ~ zr + trd)
Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-4.7746	-0.7803	0.0172	0.8193	4.2658

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
 (Intercept) -10.66695 7.35201 -1.451 0.1496
 zrl_fbkf 1.10797 0.93349 1.187 0.2377
 zrl_proxy_fbkf -0.24074 0.73137 -0.329 0.7426
 zrtasa 0.95923 0.02195 43.695 <2e-16 ***
 trd -0.02222 0.01101 -2.019 0.0458 *
 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 1.461 on 114 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9798, Adjusted R-squared: 0.979
 F-statistic: 1379 on 4 and 114 DF, p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: 95.8148
 Critical values of Pz are: 10pct 5pct 1pct
 113.4929 124.3933 145.8644

Phillips and Ouliaris Unit Root Test
 log(export)=_export; log(h_export)=_proxy_export; tq=tqr

Test of type Pz
detrrending of series with constant and linear trend

Response l_export :
 Call: lm(formula = l_export ~ zr + trd)
Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.35805	-0.05037	0.00974	0.07244	0.20209

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
 (Intercept) 9.091077 1.957269 4.645 9.19e-06 ***
 zrl_export 0.391007 0.116274 3.363 0.00105 **
 zrl_proxy_export -0.086992 0.185608 -0.469 0.64019
 zrtqr 0.004328 0.001307 3.312 0.00124 **
 trd 0.009670 0.001532 6.311 5.49e-09 ***
 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 0.1068 on 114 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9448, Adjusted R-squared: 0.9428
 F-statistic: 487.5 on 4 and 114 DF, p-value: < 2.2e-16

Response l_proxy_export :
 Call: lm(formula = l_proxy_export ~ zr + trd)
Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.163396	-0.046697	0.008606	0.052940	0.115488

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
 (Intercept) 9.2338919 1.2475767 7.401 2.49e-11 ***
 zrl_export 0.0522828 0.0741137 0.705 0.482
 zrl_proxy_export 0.2866181 0.1183081 2.423 0.017 *
 zrtqr -0.0009772 0.0008328 -1.173 0.243
 trd 0.0065606 0.0009767 6.717 7.63e-10 ***
 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 0.0681 on 114 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9673, Adjusted R-squared: 0.9662
 F-statistic: 843.6 on 4 and 114 DF, p-value: < 2.2e-16

Response tqr :
 Call: lm(formula = tqr ~ zr + trd)
Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-7.5653	-1.6713	0.2684	1.5118	5.4471

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
 (Intercept) 154.28749 49.22608 3.134 0.00219 **
 zrl_export 1.17930 2.92433 0.403 0.68750
 zrl_proxy_export -11.98326 4.66813 -2.567 0.01155 *
 zrtqr 0.94976 0.03286 28.904 <2e-16 ***
 trd 0.09248 0.03854 2.400 0.01803 *
 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 2.687 on 114 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.971, Adjusted R-squared: 0.9699
 F-statistic: 952.8 on 4 and 114 DF, p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: 51.1536
 Critical values of Pz are: 10pct 5pct 1pct
 113.4929 124.3933 145.8644

Phillips and Ouliaris Unit Root Test

log(import)=l_import ; log(pib)=l_pib ; tqr=tqr

Test of type Pz**detrending of series with constant and linear trend**

Response l_import :

Call: lm(formula = l_import ~ zr + trd)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.259250	-0.067500	0.001437	0.072995	0.227067

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	0.6570652	2.8378468	0.232	0.817313
zr_l_import	0.3026418	0.0858024	3.527	0.000606 ***
zr_l_pib	0.5816966	0.1876872	3.099	0.002444 **
zrtqr	0.0015192	0.0009351	1.625	0.107003
trd	0.0032279	0.0018271	1.767	0.079954 .

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1 on 114 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.9502, Adjusted R-squared: 0.9485

F-statistic: 544 on 4 and 114 DF, p-value: <2.2e-16

Response l_pib :

Call: lm(formula = l_pib ~ zr + trd)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.141477	-0.030582	0.007095	0.035941	0.083810

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	20.7049190	1.3848541	14.951	<2e-16 ***
zr_l_import	-0.0601321	0.0418711	-1.436	0.1537
zr_l_pib	-0.2911404	0.0915904	-3.179	0.0019 **
zrtqr	-0.0032082	0.0004563	-7.030	1.62e-10 ***
trd	0.0126794	0.0008916	14.221	<2e-16 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.0488 on 114 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.9812, Adjusted R-squared: 0.9805

F-statistic: 1485 on 4 and 114 DF, p-value: <2.2e-16

Response tqr :

Call: lm(formula = tqr ~ zr + trd)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-7.6528	-1.5889	0.2062	1.5931	5.6089

Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	171.72413	77.76729	2.208	0.0292 *
zr_l_import	-1.33633	2.35130	-0.568	0.5709
zr_l_pib	-9.78959	5.14331	-1.903	0.0595 .
zrtqr	0.94897	0.02563	37.031	<2e-16 ***
trd	0.09520	0.05007	1.901	0.0598 .

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.74 on 114 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.9698, Adjusted R-squared: 0.9687

F-statistic: 915.1 on 4 and 114 DF, p-value: <2.2e-16

Value of test-statistic is: 57.2047

Critical values of Pz are: 10pct 5pct 1pct
113.4929 124.3933 145.8644

Test de cointegración Engle-Granger

Engle-Granger Cointegration Test
 alternative: cointegrated

Response: l_c
 Input: cbind(l_proxy_c, tasa, dum1, dum2, dum3)
 Number of inputs: 5
 Model: $y \sim X + 1$

Type 1: No trend

lag	EG	p.value
3.00	-6.23	0.01

Type 2: linear trend

lag	EG	p.value
3.00	-0.0311	0.10

Type 3: quadratic trend

lag	EG	p.value
3.00	-2.76	0.10

Note: p.value = 0.01 means p.value <= 0.01
 p.value = 0.10 means p.value >= 0.10

Engle-Granger Cointegration Test
 alternative: cointegrated

Response: l_g
 Input: cbind(l_proxy_g, dum1, dum2, dum3)
 Number of inputs: 4
 Model: $y \sim X + 1$

Type 1: No trend

lag	EG	p.value
3.00	-4.4297	0.0342

Type 2: linear trend

lag	EG	p.value
3.00	0.45	0.10

Type 3: quadratic trend

lag	EG	p.value
3.00	2.37	0.10

Note: p.value = 0.01 means p.value <= 0.01
 p.value = 0.10 means p.value >= 0.10

Engle-Granger Cointegration Test
 alternative: cointegrated

Response: l_fbkf
 Input: cbind(l_proxy_fbkf, tasa, dum1, dum2, dum3)
 Number of inputs: 5
 Model: $y \sim X + 1$

Type 1: No trend

lag	EG	p.value
3.00	-4.6690	0.0411

Type 2: linear trend

lag	EG	p.value
3.00	0.774	0.10

Type 3: quadratic trend

lag	EG	p.value
3.00	-0.0932	0.10

Note: p.value = 0.01 means p.value <= 0.01
 p.value = 0.10 means p.value >= 0.10

Engle-Granger Cointegration Test
 alternative: cointegrated

Response: l_export
 Input: cbind(l_proxy_export, tqr, dum1, dum2, dum3)
 Number of inputs: 5
 Model: $y \sim X + 1$

Type 1: No trend

lag	EG	p.value
3.00	-4.3762	0.0752

Type 2: linear trend

lag	EG	p.value
3.00	-0.0223	0.10

Type 3: quadratic trend

lag	EG	p.value
3.00	0.622	0.10

Note: p.value = 0.01 means p.value <= 0.01
 p.value = 0.10 means p.value >= 0.10

Engle-Granger Cointegration Test**alternative: cointegrated****Response: l_import**

Input: cbind(l_pib, tqr, dum1, dum2, dum3)

Number of inputs: 5

Model: $y \sim X + 1$ **Type 1: No trend**

lag	EG	p.value
-----	----	---------

3.00	-4.9670	0.0215
------	---------	--------

Type 2: linear trend

lag	EG	p.value
-----	----	---------

3.00	-0.194	0.10
------	--------	------

Type 3: quadratic trend

lag	EG	p.value
-----	----	---------

3.00	1.16	0.10
------	------	------

Note: p.value = 0.01 means p.value <= 0.01

: p.value = 0.10 means p.value >= 0.10