

PC4

17 de julio de 2020

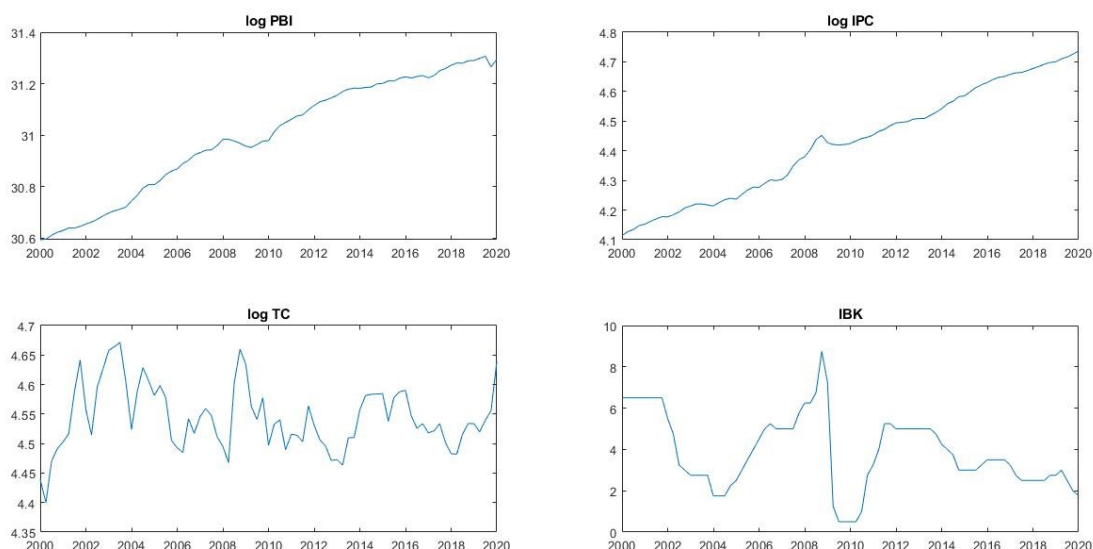
PREGUNTA 1: modelo svar restricciones de corto plazo y de signo

Estime el impacto de los choques de demanda agregada y oferta agregada de política monetaria y externos en la economía del país correspondiente. Para esto se pide seguir los siguientes pasos:

1. Obtenga las series de PBI real, índice de precios al consumidor, tasa de interés de política monetaria (o interbancaria) y una variable que permita capturar choques externos (tipo de cambio, términos de intercambio, índice de precios de exportación, etc.). Luego, realice un breve análisis del comportamiento de cada una de las series dentro del periodo de análisis vinculándolo con la coyuntura observada en el país correspondiente. Contraste la hipótesis de raíz unitaria en todas las series. Utilice los test de raíz unitaria que considere pertinentes.

Se decidió utilizar el tipo de cambio real para capturar los choques externos. Es importante mencionar que el Banco Central de Chile sigue un régimen de tipo de cambio flexible, por lo que no interviene en el mercado de divisas. Así, las fluctuaciones de esta variable son principalmente exógenas.

Gráfico 1. Series de tiempo del PBI, IPC, tipo de cambio y tasa de interés



Como primera característica notable, podemos observar las desviaciones de todas las series alrededor del periodo de la crisis sub-prime (2007-2009). El PBI sufre una caída, los precios aumentan, el peso se deprecia y el Banco Central baja la tasa de interés. En línea con esto, se

realizó un test de quiebre estructural para identificar una posible inestabilidad en los parámetros de las series. Los resultados muestran evidencia de un quiebre al término de la crisis en la tendencia de las series del logaritmo del IPC y de la tasa de interés, lo que también puede apreciarse en el gráfico anterior. Asimismo, el test no sugiere que haya un quiebre en la serie del logaritmo del tipo de cambio.

Por otro lado, la serie del logaritmo del PBI presenta un quiebre en una fecha posterior, la cual puede vincularse con la conclusión del 'superciclo' o del boom de materias primas, que benefició en gran medida a las pequeñas economías abiertas durante la primera parte de los años 2000.

Tabla 1. Resultados del test de Wald supremo

Variable	Fecha de quiebre	p-value
PBI	2013q4	0.006
IPC	2009q1	0.000
TC	2003q4	0.575
IBK	2009q1	0.007

El fin de este acontecimiento también puede estar asociado a la tendencia a la baja de la tasa de interés de referencia, ya que refleja un menor nivel de actividad económica. Otro ejemplo de esta relación es la caída del PBI a finales del 2009, la cual ha sido vinculada con una caída del precio del cobre, así como con la reducción de la tasa de interés por parte del Banco Central (y que también puede apreciarse en el gráfico).

Para contrastar la hipótesis de raíz unitaria, se realizó el test DF-GLS de Elliot, Rothenberg y Stock (1996). En primer lugar, las series del logaritmo del PBI y del tipo de cambio no pueden rechazar la nula. También, los resultados muestran que la tasa de interés, así como la serie del logaritmo del IPC, sí la rechazan al 5 por ciento de significancia.

Tabla 2. Resultados del test de raíz unitaria

Variable	DF-GLS	5%
PBI	-0.963	
IPC	-3.318	
TC	-2.969	-3.066
IBK	-3.357	

Sin embargo, al realizar el test de Zivot y Andrews (1992), el método del ínfimo identifica un quiebre estructural en la serie del IPC muy cerca al periodo obtenido mediante el test de Wald (2008q2), y el estadístico resulta no significativo cuando se le compara con los valores críticos. Entonces, hay evidencia que sugiere que esta serie posee raíz unitaria. Por otro lado, al realizar el test con la tasa de interés, el quiebre se encuentra lejos de la fecha mostrada en la tabla 1, por lo que no ha sido considerado en este trabajo.

2. Realice la estimación del modelo VAR en su forma reducida con las variables del punto anterior. Debe considerar que las variables introducidas en el modelo VAR deben ser estacionarias. Caso contrario tome primeras diferencias. Realice una identificación de corto plazo de los choques estructurales por medio de la descomposición de Cholesky. A partir de esta identificación, obtenga las funciones

de impulso-respuesta (IRF) y descomposición de varianza del error de predicción (FEVD) de cada variable frente a cada uno de los choques. Interprete los resultados.

Para estimar el RVAR(p), primero se plantearon criterios de información con la finalidad de elegir adecuadamente el orden de los rezagos. Seguimos a Lütkepohl (2005) y utilizamos lo hallado por el BIC, ya que el AIC podría estar sobreestimando el verdadero orden del modelo. Es importante mencionar que, de acuerdo con lo hallado en el apartado anterior, tomamos primeras diferencias a la serie del logaritmo del PBI, así como a la del logaritmo del IPC y del tipo de cambio.

Tabla 3. Criterios de información para la selección de p

Rezagos	AIC	HQIC	BIC
0	-23.7891	-23.7891	-23.7891
1	-26.6972	-26.5011	-26.2065
2	-26.6257	-26.2335	-25.6443
3	-26.7299	-26.1416	-25.2578
4	-26.7477	-25.9633	-24.7849

Para el ordenamiento recursivo, usamos como referencia el modelo Mundell-Fleming con movilidad imperfecta de capitales, tal y como aparece expuesto en Serrano y Summa (2014). En esta versión, se toma como instrumento de política monetaria a la tasa de interés de referencia en lugar de la oferta monetaria, por lo que ahora es determinada exógenamente. Además, en un esquema de tipo de cambio flexible, el tipo de cambio mantiene una relación inversa con la tasa de interés a través de su influencia en la balanza de pagos. Por otro lado, la demanda agregada depende inversamente de la tasa de interés y del tipo de cambio, a través de la inversión y de la balanza de pagos, o nivel de exportaciones netas, respectivamente. Finalmente, podemos definir la matriz de efectos contemporáneos del modelo de la siguiente forma:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 \end{bmatrix}$$

El modelo en su forma estructural:

$$B\mathbf{y}_t = \mu + \Pi\mathbf{y}_{t-1} + \varepsilon_t$$

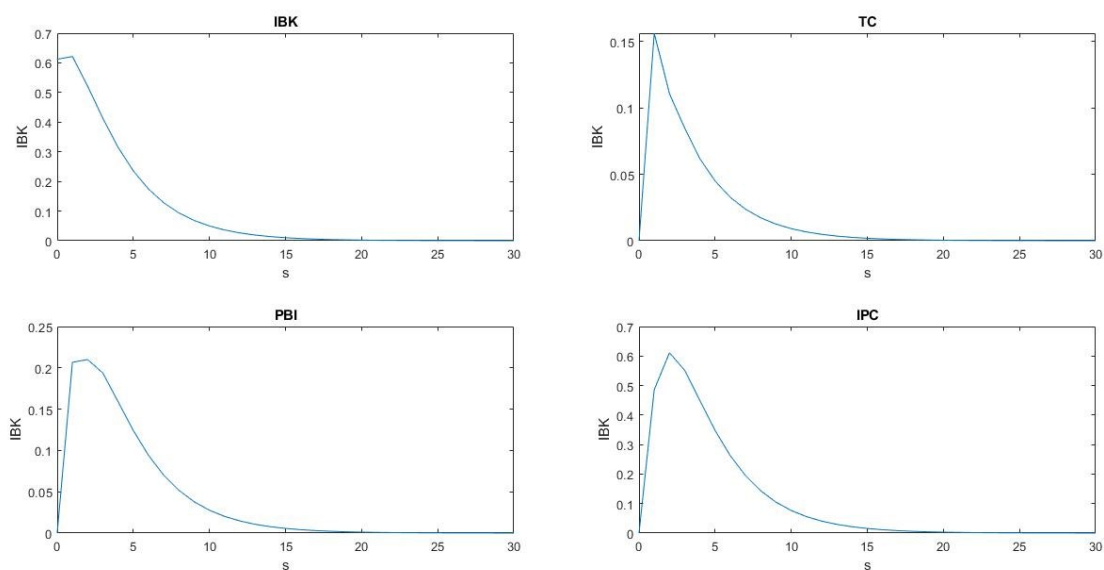
Donde

$$\mathbf{y}_t = (ibk_t \quad \Delta tc_t \quad \Delta pbi_t \quad \Delta ipc_t)'$$

El primer gráfico muestra las funciones de impulso respuesta de la tasa de interés frente a los choques estructurales de sí misma, del tipo de cambio, del PBI y del IPC. Se puede observar como el Banco Central reaccionaría a un choque de tipo de cambio. Por ejemplo, frente a una subida de las tasas de interés internacional, el Banco respondería subiendo su tasa con la finalidad de equilibrar los retornos a la inversión con los del extranjero.

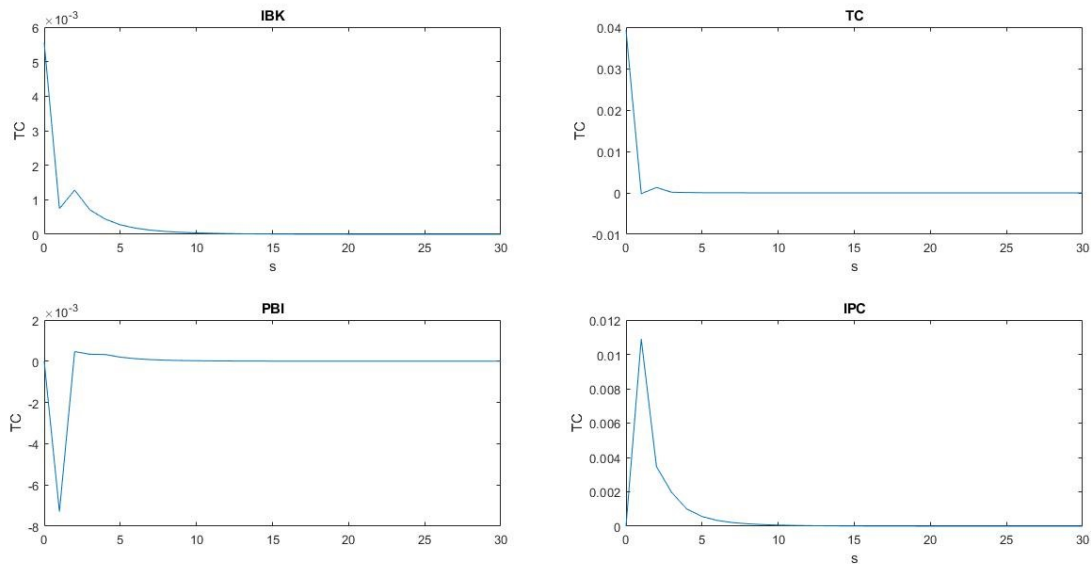
Por otro lado, vemos que esta variable también responde positivamente ante un shock de demanda y, en línea con la política monetaria con metas de inflación, en mayor magnitud ante un shock de oferta o de precios.

Gráfico 2. IRF de la tasa de interés de referencia



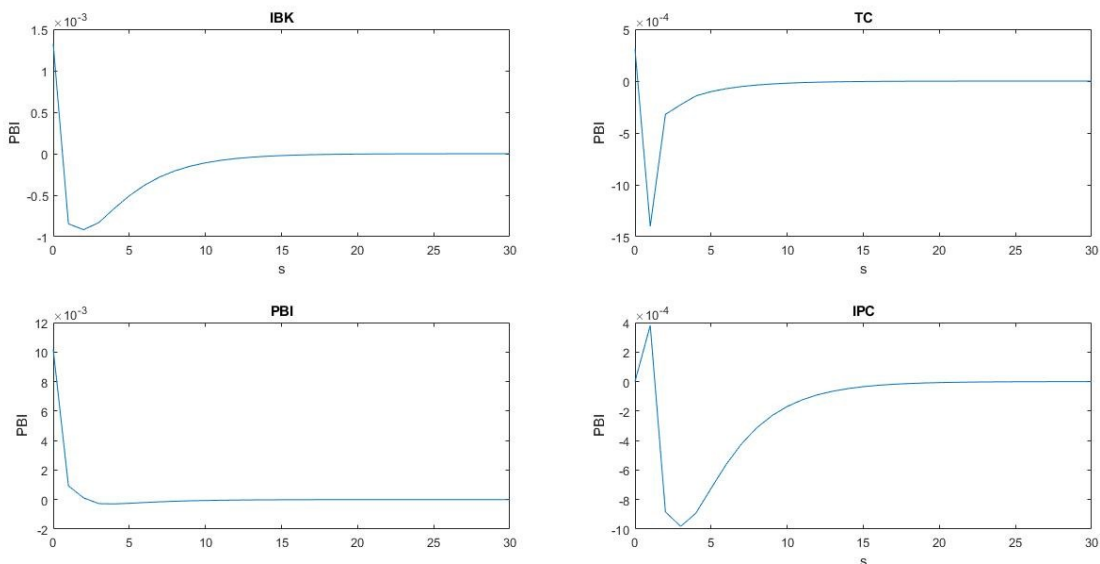
El gráfico 3 muestra la respuesta del tipo de cambio frente a shocks estructurales de las variables del modelo. Una relación importante es la apreciación de la moneda local ante un mayor nivel de actividad económica o shock de demanda, además de una reacción opuesta ante un shock de precios, de acuerdo con la teoría de la paridad del poder de compra. Sin embargo, la reacción de esta variable frente a un shock de tasa de interés no cumple una relación estrictamente teórica, en donde la condición de paridad descubierta de intereses sostiene que una variación positiva de la tasa de interés doméstica afecta negativamente el tipo de cambio, apreciando en este caso el peso chileno.

Gráfico 3. IRF del tipo de cambio



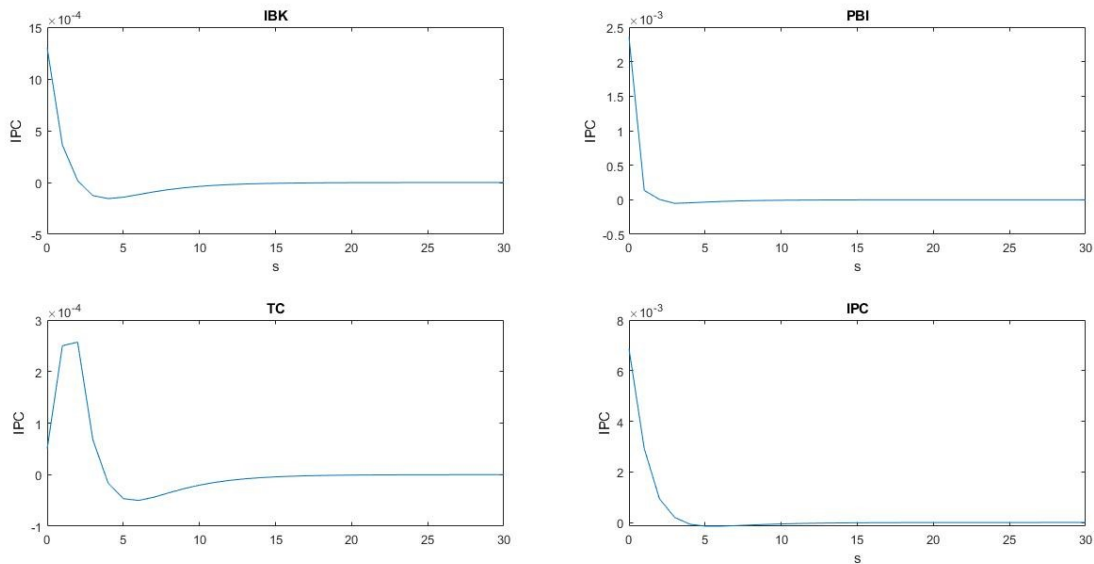
A continuación, tenemos las funciones de impulso respuesta de la serie del logaritmo del PBI. Este responde negativamente ante un shock de tasa de interés, de acuerdo con el canal de la inversión establecido en el modelo, descrito líneas arriba. La respuesta ante los shocks de tipo de cambio y de inflación también se dan de acuerdo con la teoría económica, donde una depreciación de la moneda local provoca un déficit en la balanza de pagos, que se traduce a un menor nivel de exportaciones netas, y en donde un aumento de los precios afecta negativamente la demanda agregada.

Gráfico 4. IRF del PBI



El último gráfico muestra las funciones de impulso respuesta del IPC, en donde un shock de demanda afecta clara y directamente a la inflación, y un alza en el tipo de cambio aumenta transitoriamente el nivel de precios, cumpliendo con la ecuación de paridad de poder de compra. Por otro lado, la respuesta de un shock de política monetaria es ambigua, con una inesperada subida en el periodo inicial, seguida por una mínima caída en los periodos posteriores hasta un retorno al nivel original alrededor de 10 periodos hacia adelante.

Gráfico 5. IRF del índice de precios



Finalmente, se presenta un cuadro con la descomposición de la varianza del error de predicción, el cual muestra la importancia relativa de los shocks estructurales en cada una de las variables en términos de información relevante. Por ejemplo, tenemos que el shock de inflación contribuye de manera importante a la varianza de la tasa de interés, lo cual está explícito en el esquema de metas de inflación del Banco Central de Chile. Este responde de manera más fuerte frente a fluctuaciones en los precios, con la finalidad de no desviarse de una tasa de crecimiento de 1.5 por ciento anual promedio.

Tabla 4. Descomposición de la varianza del error de predicción

Variable	ibk	tc	pbi	ipc
ibk	46.72%	1.91%	4.31%	2.97%
tc	1.70%	87.35%	1.94%	8.70%
pbi	6.06%	3.04%	90.38%	0.23%
ipc	45.52%	7.70%	3.38%	88.10%

Por otro lado, se observa que ningún shock afecta en gran manera a las otras variables del modelo. La inflación contribuye cerca al 8 por ciento de la varianza del tipo de cambio, mientras que el shock de la tasa de interés es el que contribuye en mayor medida a la varianza del PBI. Por último, se tiene que el tipo de cambio afecta significativamente al nivel de precios, característico de pequeñas economías abiertas con tipo de cambio flexible.

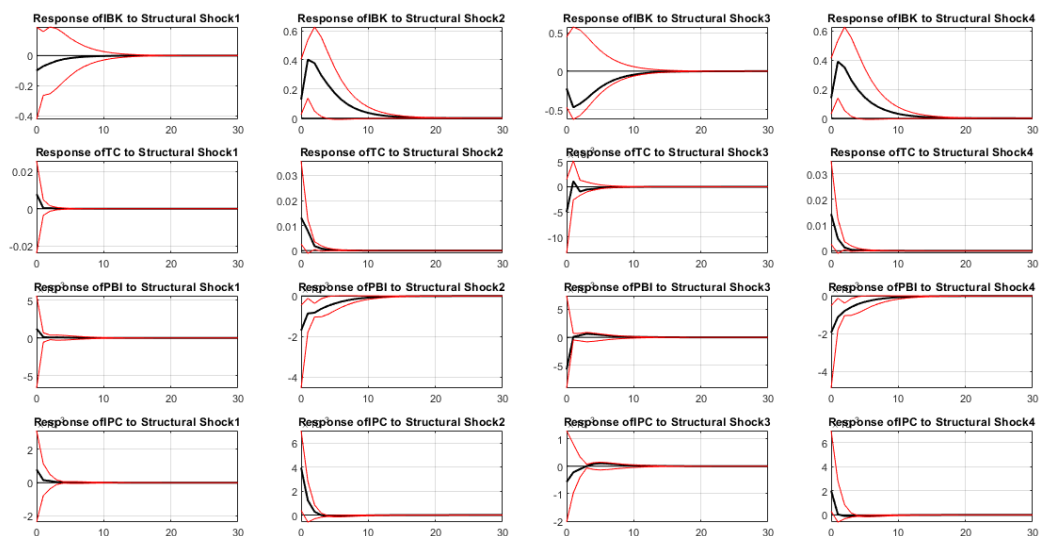
3. Realice el proceso de identificación de corto plazo de los choques estructurales por medio de un esquema de restricciones de Signos. A partir de esta identificación, obtenga las IRF de cada variable frente a cada uno de los choques. Para este caso considere que el número de IRF que deben cumplir las restricciones es igual a 1,000. Compare los resultados obtenidos utilizando la Descomposición de Cholesky y el esquema de Restricciones de Signos de las IRF.

La tabla 5 muestra las restricciones impuestas a las IRF. Todas fueron determinadas según las predicciones del modelo Mundell Fleming con tasa de interés exógena descrito en el apartado anterior, y que se cumplen con cierta generalidad a través de la identificación recursiva de corto plazo. Las únicas restricciones impuestas a priori son las del choque de tasa de interés

sobre el tipo de cambio (-) y sobre el IPC (-), relaciones que no se cumplieron en la primera estimación del modelo. La primera fila indica la variable asociada al shock, mientras que la primera columna indica la variable que lo recibe.

Tabla 5. Restricciones de signo

Variable	ibk	tc	pbi	ipc
ibk	(+)	(+)	(+)	(+)
tc	(-)	(+)	(-)	(+)
pbi	(-)	(-)	(+)	(-)
ipc	(-)	(+)	(+)	(+)



PREGUNTA 2: Modelo SVAR - Restricciones de Largo Plazo

Estime el impacto de los choques de oferta y demanda sobre la producción y el desempleo en el país elegido. Para esto se pide seguir los siguientes pasos:

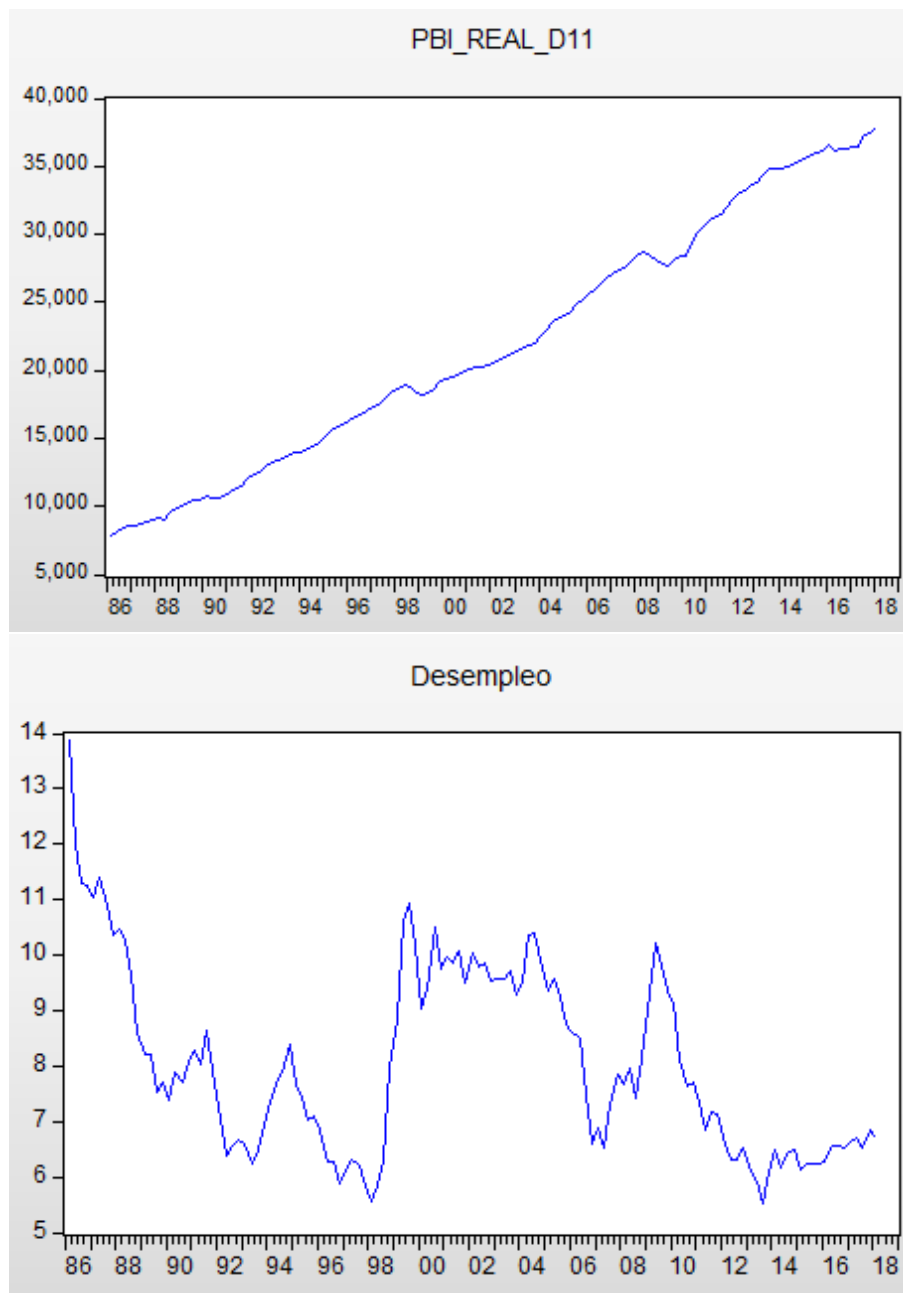
1. Obtenga las series de PBI real y tasa de desempleo del país elegido. Luego, realice un análisis del comportamiento de estas series dentro del periodo de análisis, vinculándolo con la coyuntura observada en el país

Durante los primeros años de los 90's, Chile enfrentó una crisis debido a la alta incertidumbre debido al cambio de sistema económico. Este tenía como objetivos tener un crecimiento de la economía menos volátil y una inflación baja y estable. Una vez que se acenturaron las bases del nuevo régimen, Chile fue uno de los países de América Latina con mayor crecimiento en los últimos 25 años.

No obstante, al ser una economía que depende mucho de choques externos, mostró fuerte desaceleración en el producto durante la crisis ruso-asiática (1998-1999) y la crisis subprime (2008-2009). Esto se evidencia en la serie del PBI, en el cual observamos dos quiebres estructurales en esas fechas. De igual manera, durante estas fechas la tasa de desempleo aumentó fuertemente.

Por otro lado, al ser Chile el mayor productor de cobre, la economía chilena se benefició de gran manera con el boom de los precios de commodities. Por ejemplo, se observa que desde el

2002 la tasa de desempleo disminuyó, con un pico en el 2004, hasta la crisis subprime. Una vez superada la crisis, el desempleo continuó disminuyendo debido al segundo periodo de boom de precios de commodities 2011-2013. Sin embargo, en los últimos años el desempleo aumentó y el crecimiento del PBI ha disminuido su ritmo de crecimiento debido al periodo de precios de commodities bajos y a la desaceleración de la demanda externa.



2. Realice la estimación del modelo VAR en su forma reducida. Debe considerar que las variables introducidas en el modelo VAR deben ser estacionarias. Caso contrario tome primeras diferencias. Siguiendo el modelo y esquema de identificación propuesto por Blanchard y Quah (1989), obtenga las IRF de la producción y tasa de desempleo ante un choque de demanda y un choque de oferta.

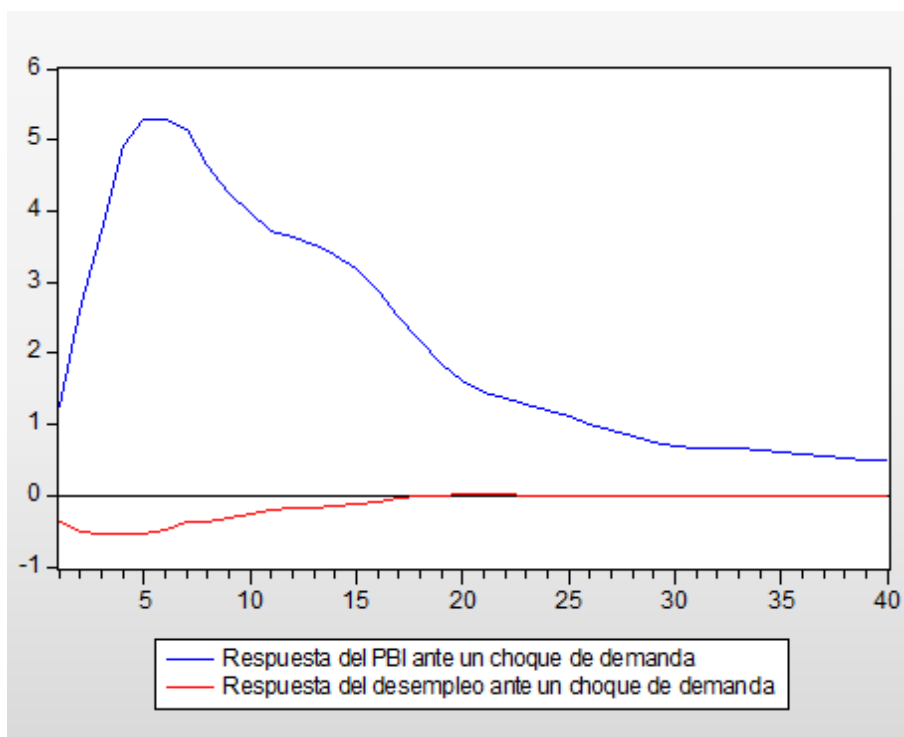
Aplicamos un test de raíz unitaria GLS al PBI y no rechaza la hipótesis nula. Por lo tanto, la introduciremos al VAR en tasas de crecimiento.

DF-GLS Unit Root Test on PBI_REAL	
Null Hypothesis: PBI_REAL has a unit root	
Exogenous: Constant	
Lag Length: 12 (Automatic - based on Modified AIC, maxlag=12)	
	t-Statistic
<hr/>	
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	0.621614
Test critical values:	
1% level	-2.585050
5% level	-1.943612
10% level	-1.614897
<hr/>	
*MacKinnon (1996)	

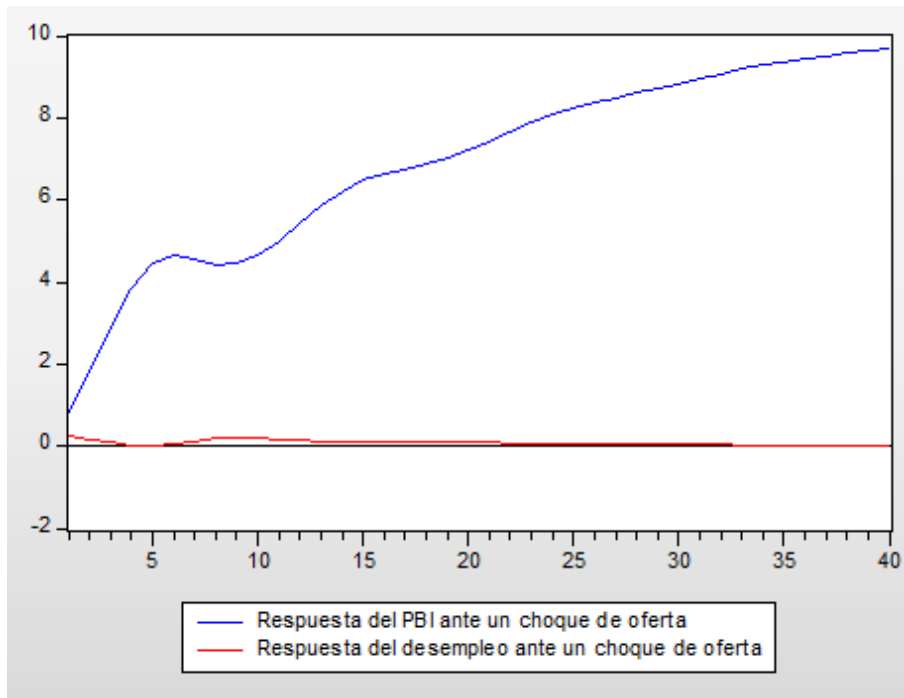
Aplicamos un test de raíz unitaria ADF a la tasa de desempleo y no rechaza la hipótesis nula al 5 por ciento, pero sí al 10 por ciento. Debido a la amplia literatura, introduciremos la tasa de desempleo en niveles.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DESEMPLEO		
Null Hypothesis: DESEMPLEO has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)		
	t-Statistic	Prob.*
<hr/>		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.732059	0.0714
Test critical values:		
1% level	-3.482453	
5% level	-2.884291	
10% level	-2.578981	
<hr/>		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

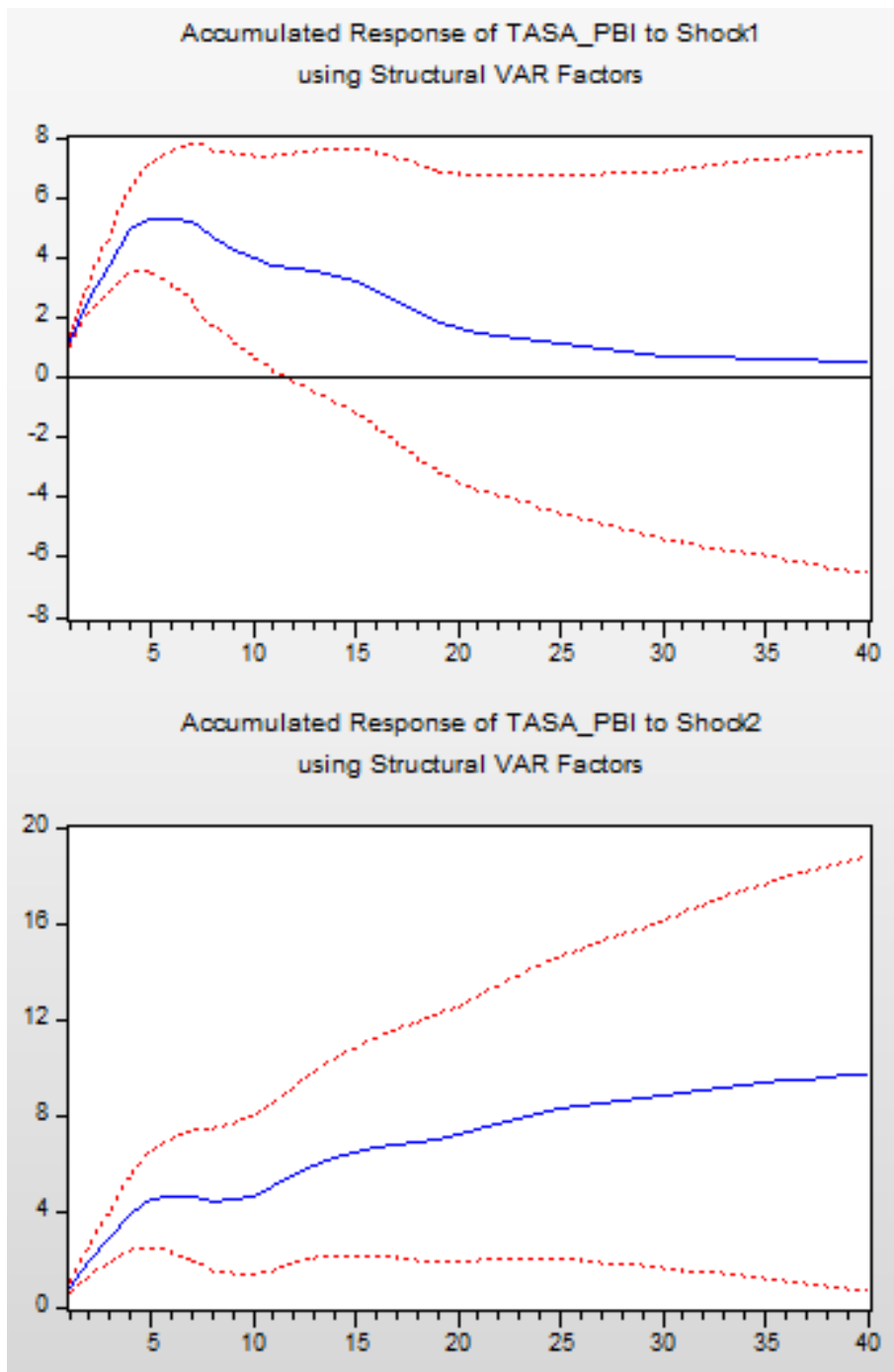
IRFs que replican la figura 1 de Blanchard y Quah. Ante un choque de demanda positivo el PBI aumenta, mientras que la tasa de desempleo disminuye.



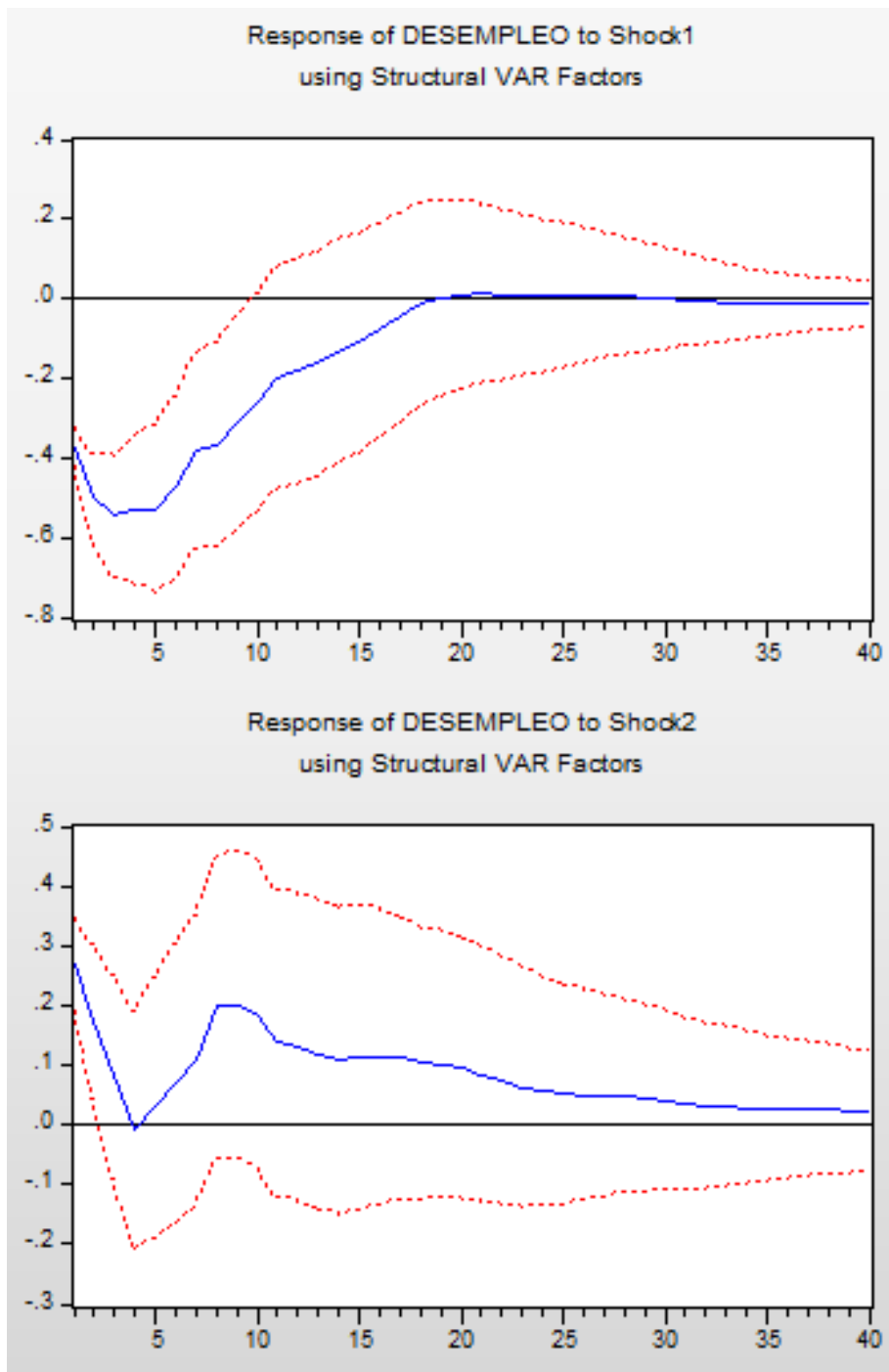
IRFs que replican la figura 2 de Blanchard y Quah. Ante un choque de oferta positivo el PBI aumenta y no converge a 0, mientras que la tasa de desempleo aumenta y converge a 0 rápidamente.



IRFs que replican las figuras 3 y 4 de Blanchard y Quah. El primer gráfico indica que el producto responde de manera positiva ante un choque de demanda positivo y, posteriormente, converge a 0. El segundo gráfico señala que el producto responde de manera positiva ante un choque de oferta positivo; no obstante, la respuesta aumenta con el transcurrir de los horizontes y no converge a 0.

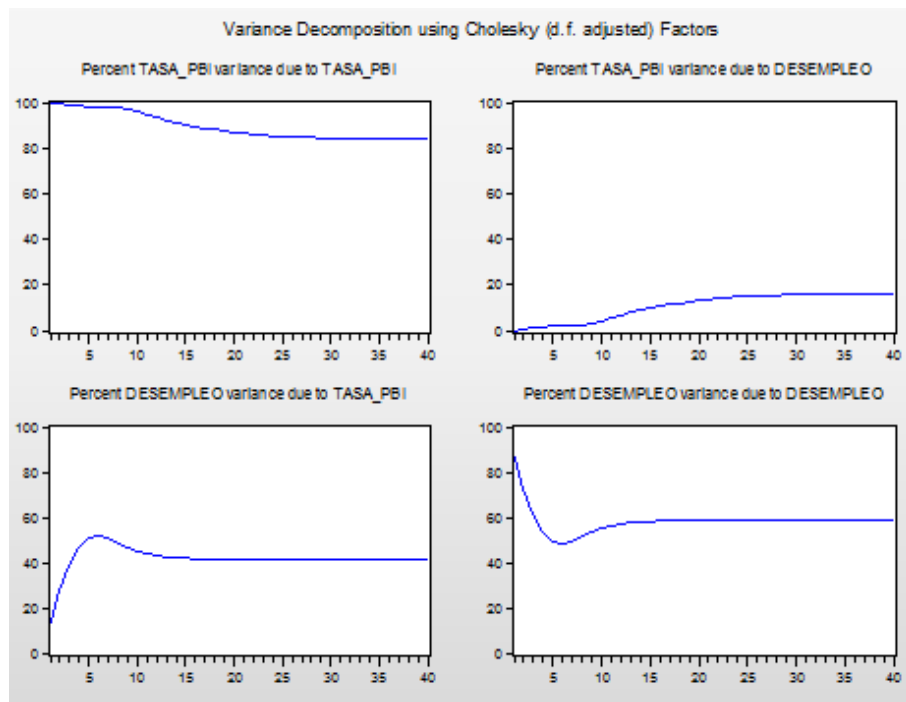


IRFs que replican las figuras 3 y 4 de Blanchard y Quah. El primer gráfico indica que la tasa de desempleo responde de manera negativa ante un choque de demanda positivo y, posteriormente, converge a 0. El segundo gráfico señala que el producto responde de manera positiva ante un choque de oferta, disminuye a cero en el cuarto horizonte, luego crece hasta el octavo horizonte, pero después decrece hasta converger a 0.



3. Obtenga las FEVD del producto y la tasa de desempleo en términos de choques de oferta y demanda agregadas. Compare entre estimaciones.

La variabilidad del error de predicción del PBI depende casi en su totalidad de los choques de oferta durante los 10 primeros horizontes, pero luego la contribución de los choques de demanda aumentan y explican casi el 20 por ciento de la volatilidad. En tanto, la variabilidad del error de predicción de la tasa de desempleo depende casi en un 90 por ciento de los choques de demanda, con el transcurrir de los horizontes esta contribución llega a disminuir hasta el 50 por ciento, pero luego aumenta ligeramente y converge a 57 por ciento. Por el otro lado, la contribución de los choques de oferta son muy limitados inicialmente, pero luego aumenta hasta explicar el 50 por ciento de las fluctuaciones de la tasa de desempleo en el sexto horizonte, aunque luego disminuye y converge a un nivel de 43 por ciento.



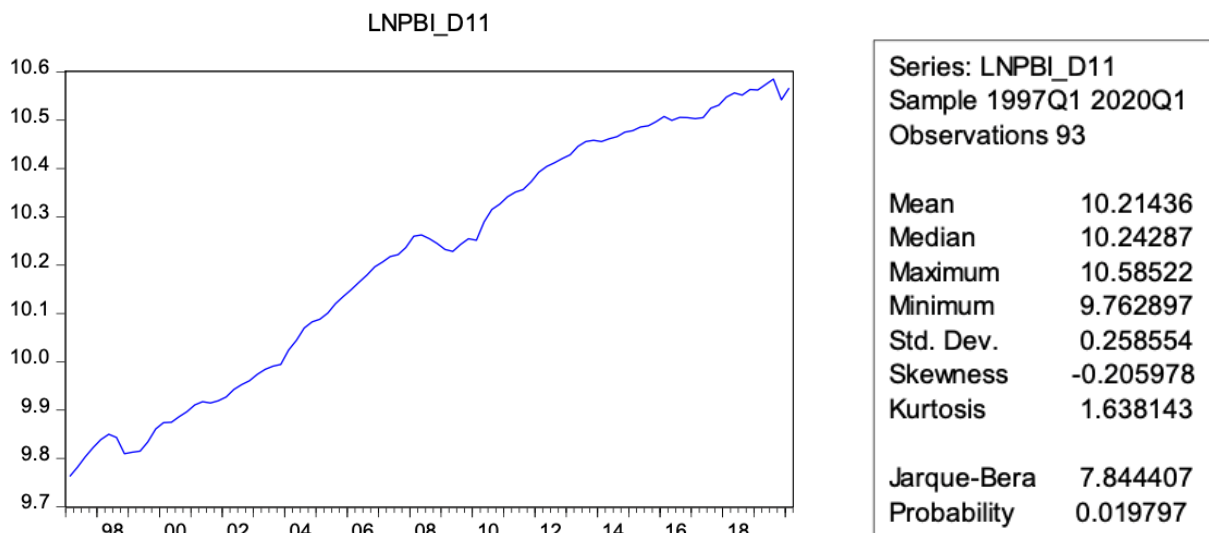
PREGUNTA 3: Cointegración

3.1 Método basado en los residuos (Engle y Granger, 1987)

1. Obtenga las series de consumo y producción del país elegido. Luego, realice un análisis del comportamiento de estas series dentro del periodo de análisis, vinculándolo con la coyuntura observada en el país.

Series en logaritmos y desestacionalizadas.

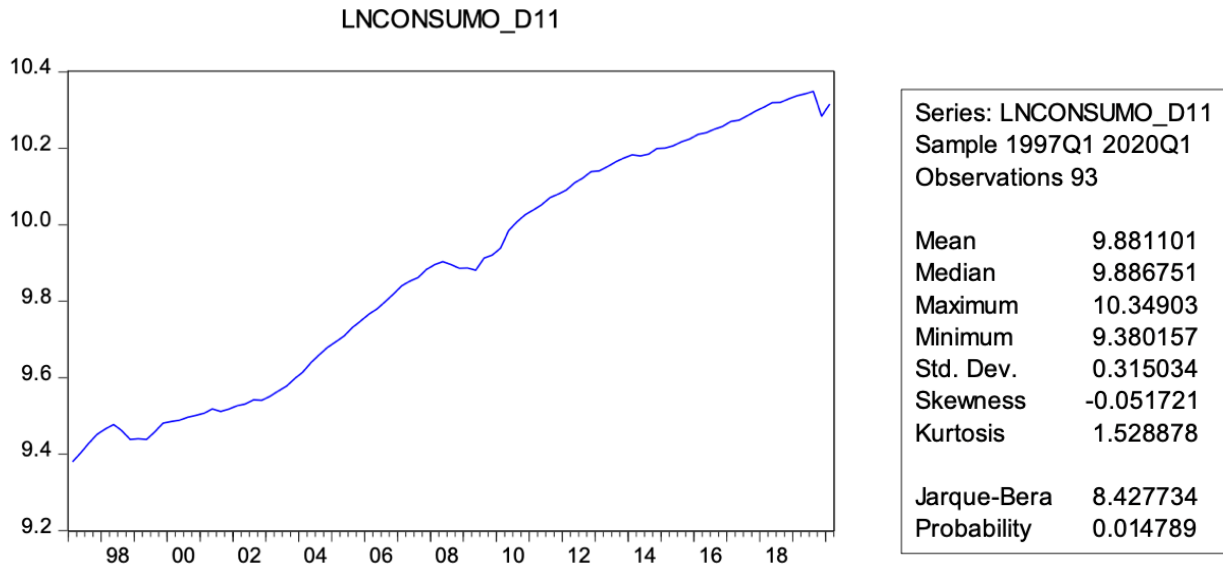
PBI



Las series han sido desestacionalizadas. Observamos que tienen una tendencia estocástica. Además, sus skewness y kurtosis respectivas están lejos de lo que nos indica una distribución normal. Asimismo, podemos observar un par de quiebres estructurales en el PBI. Como se mencionó en el punto anterior, los quiebres estructurales en el producto pueden ser explicados

por la crisis ruso-asiática (1998-1999), la crisis de las punto.com (2002- 2004) así como por la crisis subprime (2008-2009). Por ser el mayor productor de cobre, el PBI chileno logro recuperarse entre 2004 y 2008, así como en el periodo posterior a la crisis subprime. En el 2016 se vuelva observar un caída que puede ser explicada por la caída en el precio de dicho metal, después de grandes picos alcanzados en 2010, 2011 y 2012.

Consumo



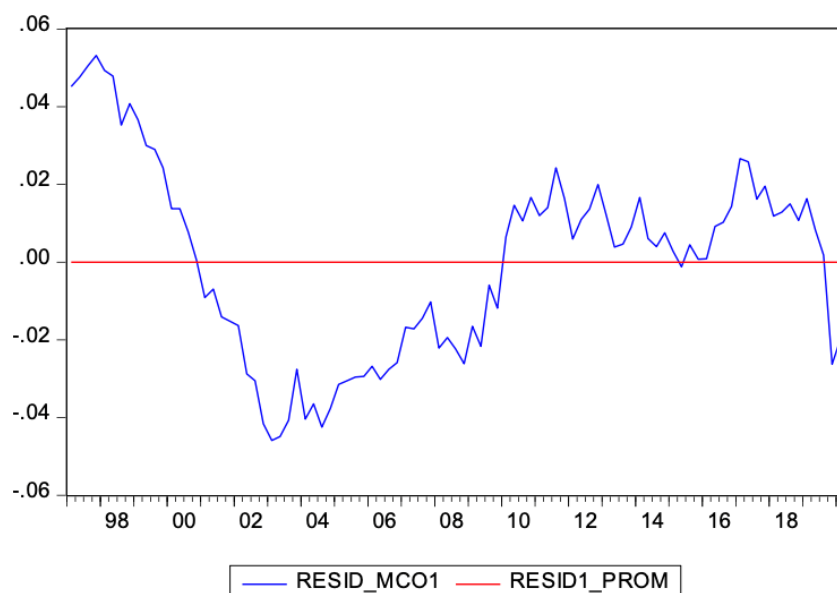
En tanto al consumo, esta serie también presenta una tendencia estocástica. Y su skewness y kurtosis nos ratifican que se encuentra lejos de la normalidad en su distribución. Presenta quiebres estructurales en los mismos periodos que el PBI (la crisis asiática y la subprime). Estos fueron explicado en el apartado anterior.

2. Utilizando la metodología de Engle y Granger (1987), evalúe la presencia de cointegración en el modelo. Justifique su respuesta. Luego, si existe cointegración estime el modelo de corrección de errores. En caso no exista cointegración estime un VAR en primeras diferencias e interprete las IRF.

El Método basado en los Residuos de Enger y Granger (1987) puede ser visto como un método en dos etapas. La primera consiste en hacer una regresión MCO de las dos variables: consumo y PBI. En tanto a la segunda etapa, en esta se capturan los residuos de la regresión y se realiza un test para ver la presencia de raíz unitaria. Si los residuos no presentan raíz unitaria (son estables) entonces la hipótesis nula de no cointegración es rechazada; es decir, cuando los residuos son estables ambas variables cointegran

Consumo y PBI

Realizamos la estimación MCO para Consumo vs PBI tomando en cuenta un intercepto y una tendencia lineal, ya que ambas series presentan componentes tendenciales. Luego, capturamos los residuos y evaluamos su estabilidad.



A simple vista, vemos que los residuos no parecen revertir a una media o a una tendencia. Esto podría ser evidencia de no cointegración de las variables consumo y PBI. A modo de comprobar esta hipótesis pasamos a realizar un test de raíz unitaria a los residuos de esta regresión.

Null Hypothesis: RESID_MCO1 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=11)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-0.590915
Test critical values:	
1% level	-2.590340
5% level	-1.944364
10% level	-1.614441

*Mackinnon (1996)

Como se observa, la hipótesis nula de presencia de raíz no se rechaza a ningún nivel de significancia. Por lo que podemos decir que los errores tienen raíz unitaria y, por lo tanto, las series consumo y PBI no cointegran.

Sin embargo, Eviews cuenta con un comando para aplicar directamente el test de Engel y Granger bajo la hipótesis nula de no cointegración. Hacemos uso de una loop para testear cointegración de las variables en 3 modelos distintos: el primero no considera componente determinístico, el segundo considera un intercepto, y el tercero considera intercepto y tendencia. La siguiente tabla muestra los resultados obtenidos.

Método Engle y Granger

Ho: Las series no están cointegradas

Modelo sin componente determinísti

Series	p-value tau	p-value z
Consumo	0.9249	0.9291
PBI	0.9231	0.9281

Modelo con intercepto

Series	p-value tau	p-value z
Consumo	0.5430	0.6834
PBI	0.4873	0.6580

Modelo con intercepto y tendencia

Series	p-value tau	p-value z
Consumo	0.8152	0.9190
PBI	0.8271	0.9124

Se observa que para los 3 modelos no se rechaza la hipótesis nula. Por lo tanto, las series consumo y PBI no cointegran.

Dado esto, pasamos a estimar un VAR en primeras diferencias con dos rezagos. Las series ahora son inflación y tasa de crecimiento. Los rezagos fueron escogidos usando los criterios Schwarz y Hannan-Quinn.

Vector Autoregression Estimates

Date: 07/16/20 Time: 22:06

Sample (adjusted): 1998Q3 2020Q1

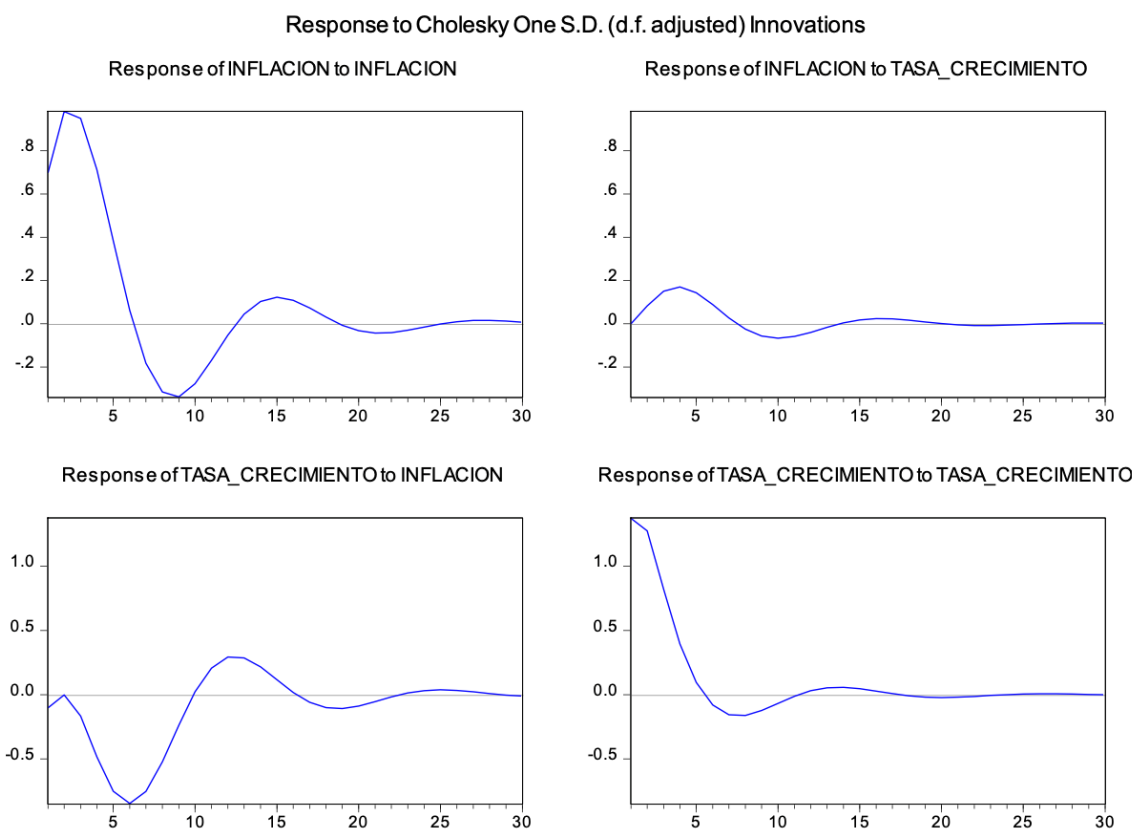
Included observations: 87 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	INFLACION	TASA_CRECI
INFLACION(-1)	1.414095 (0.08923) [15.8479]	0.135963 (0.17620) [0.77162]
INFLACION(-2)	-0.632045 (0.08975) [-7.04240]	-0.467854 (0.17723) [-2.63981]
TASA_CRECIMIENTO(-1)	0.060101 (0.05202) [1.15530]	0.929274 (0.10273) [9.04570]
TASA_CRECIMIENTO(-2)	-0.031296 (0.05168) [-0.60559]	-0.273297 (0.10205) [-2.67805]
C	0.595992 (0.20195) [2.95120]	2.216203 (0.39880) [5.55721]

R-squared	0.862224	0.739286
Adj. R-squared	0.855504	0.726568
Sum sq. resids	39.95767	155.8192
S.E. equation	0.698061	1.378490
F-statistic	128.2927	58.13027
Log likelihood	-89.60085	-148.7989
Akaike AIC	2.174732	3.535608
Schwarz SC	2.316451	3.677327
Mean dependent	3.151177	3.394230
S.D. dependent	1.836389	2.636205

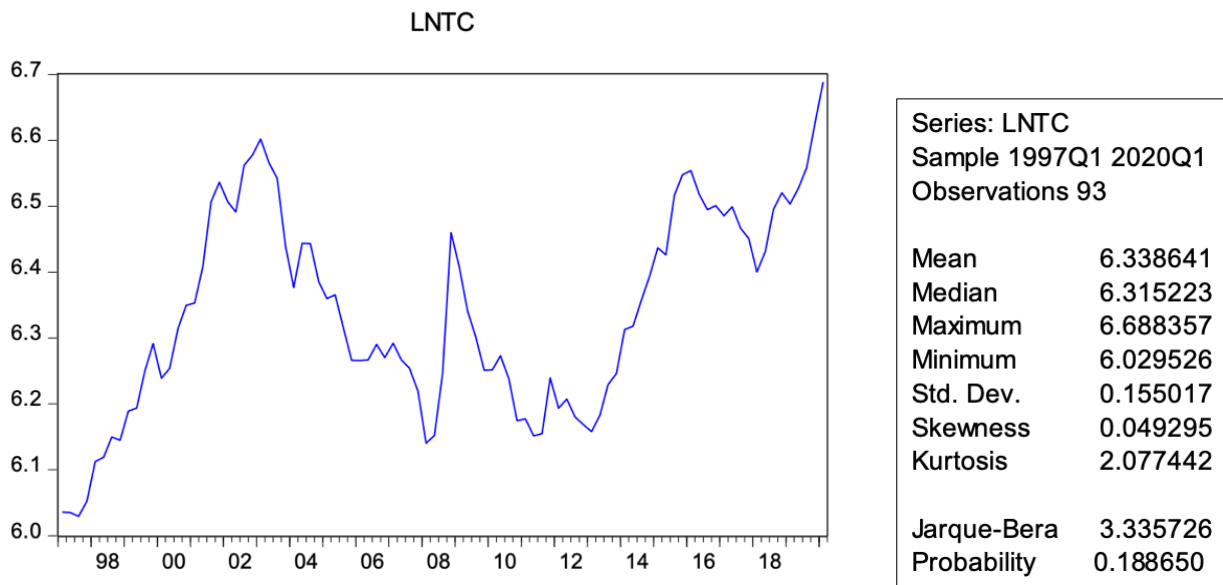
La regresión presenta buenos estadísticos. Por lo que pasamos a analizar las funciones impulso respuesta.



Ambas series parecen tener efectos de largo plazo en ellas mismas, así como en la otra. Sin embargo, el impacto es mayor cuando es sobre ellas mismas.

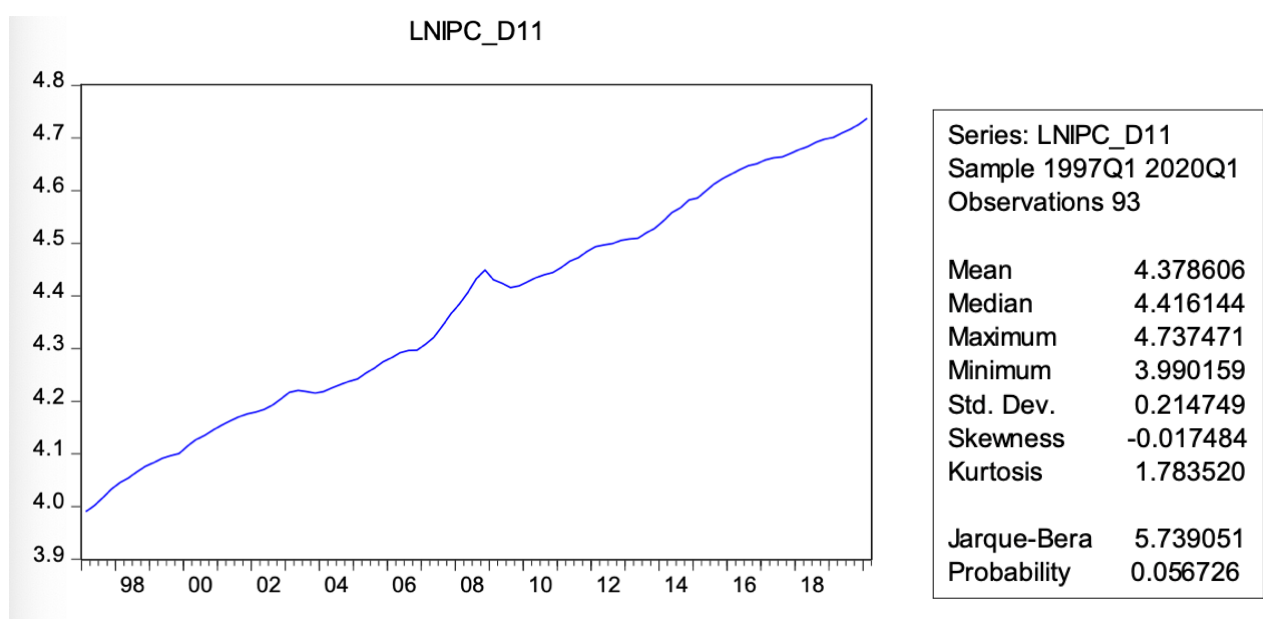
3. Repita los pasos (1) y (2) para los siguientes grupos de series: (a) Tipo de cambio nominal e IPC.

Tipo de cambio nominal



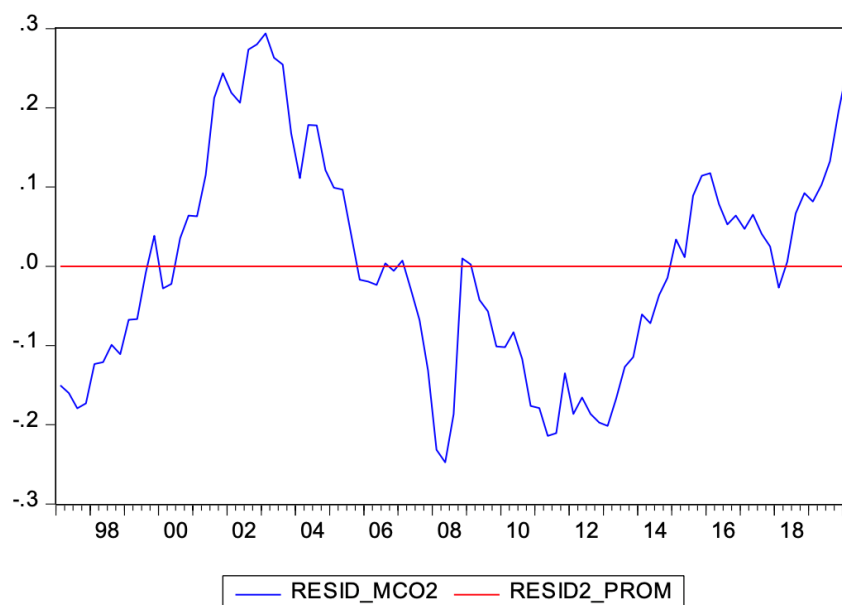
La serie de tipo de cambio presenta multiples quiebres estructurales. No sigue una tendencia estocástica pero parece fluctuar alrededor de una media.

IPC



Esta serie presenta una tendencia estocástica y dos quiebres estructurales alrededor de 2007-2008 lo que coincide con la crisis de las hipotecas subprime.

Tipo de cambio e IPC



Los residuos no parecen alejarse mucho de la tendencia. Pero al mismo tiempo no parecen revertir a la misma.

Haciendo un test de raíz unitaria comprobamos la presencia de raíz unitaria.

Null Hypothesis: RESID_MCO2 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=11)

	t-Statistic
Elliott-Rootenber-Stock DF-GLS test statistic	-1.113735
Test critical values:	
1% level	-2.590622
5% level	-1.944404
10% level	-1.614417

*Mackinnon (1996)

La hipótesis nula de presencia de raíz no se rechaza a ningún nivel de significancia. Por lo que podemos decir que los errores no son estables y, por lo tanto, las series Tipo de Cambio e IPC no cointegran.

Realizamos el mismo análisis con el algoritmo de Eviews para hacer el test de Engel y Granger para los tres modelos definidos en la sección anterior. Obtenemos los siguientes resultados.

Método Engle y Granger

Ho: Las series no están cointegradas

Modelo sin componente determinísti

Series	p-value tau	p-value z
T.C.	0.6523	0.7383
IPC	0.6664	0.7449

Modelo con intercepto

Series	p-value tau	p-value z
T.C.	0.6432	0.5353
IPC	0.9030	0.9421

Modelo con intercepto y tendencia

Series	p-value tau	p-value z
T.C.	0.8977	0.8575
IPC	0.0473	0.0138

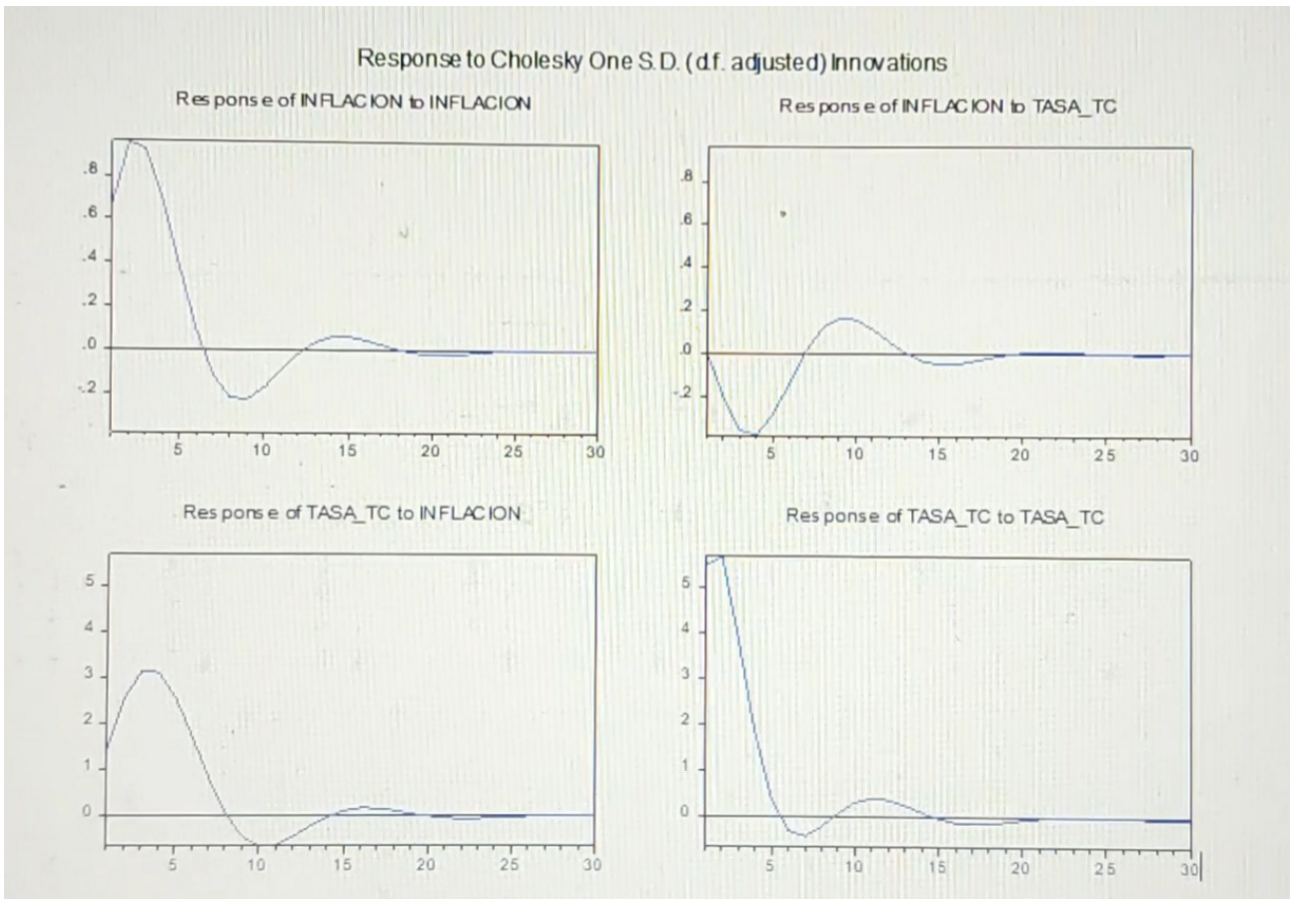
Se observa que la hipótesis nula es rechazada al 5 porcentaje de significancia para un modelo con intercepto y tendencia en donde la serie IPC es la variable dependiente y el TC es la independiente. Los resultados de aquí no difieren con los hallados bajo el test de raíz unitaria ya que en ese consideramos una regresión TC vs IPC, que según esta tabla tampoco es rechazada la hipótesis nula a ningún nivel de significancia. Sin embargo, la discrepancia entre los resultados que ocasiona cambiar la variable dependiente evidencia los problemas que presentan las metodologías basadas en los residuos. Pues la cointegración se da entre dos variables y no depende cómo las regresiones. Podemos concluir, que no hay presencia de cointegración entre las series IPC y TC.

Dado esto, pasamos a estimar un VAR en primeras diferencias. Ahora las variables son la inflación y la tasa del tipo de cambio.

Vector Autoregression Estimates
 Date: 07/16/20 Time: 22:06
 Sample (adjusted): 1998Q3 2020Q1
 Included observations: 87 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	INFLACION	TASA_TC
INFLACION(-1)	1.501364 (0.08791) [17.0780]	1.549887 (0.74536) [2.07939]
INFLACION(-2)	-0.683766 (0.08923) [-7.66269]	-0.796060 (0.75656) [-1.05222]
TASA_TC(-1)	-0.036406 (0.01276) [-2.85414]	1.031233 (0.10815) [9.53559]
TASA_TC(-2)	0.027808 (0.01296) [2.14645]	-0.307788 (0.10984) [-2.80214]
C	0.601911 (0.15650) [3.84617]	-1.627367 (1.32684) [-1.22650]
R-squared	0.872286	0.723214
Adj. R-squared	0.866056	0.709712
Sum sq. resids	37.03964	2662.532
S.E. equation	0.672088	5.698237
F-statistic	140.0147	53.56440
Log likelihood	-86.30216	-272.2666
Akaike AIC	2.098900	6.373944
Schwarz SC	2.240619	6.515663
Mean dependent	3.151177	2.398554
S.D. dependent	1.836389	10.57611

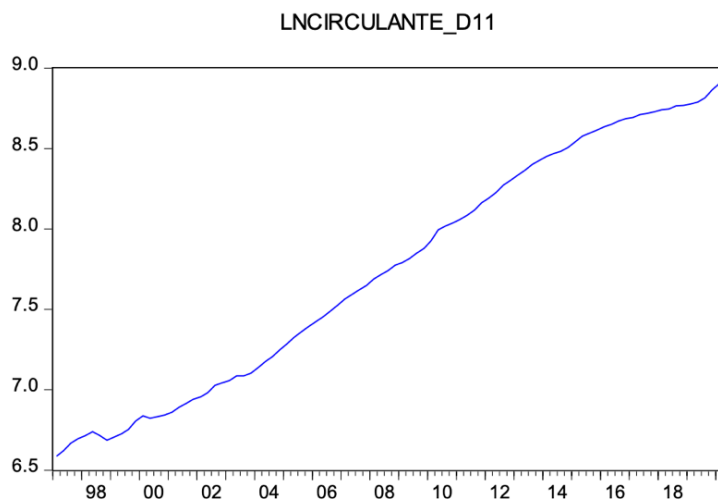
La regresión presenta buenos estadísticos. Por lo que pasamos a analizar las funciones impulso respuesta.



Ambas series parecen tener efectos de largo plazo en ellas mismas, así como en la otra. Sin embargo, el impacto es mayor cuando es sobre ella mismas.

(b) Circulante e IPC

Circulante

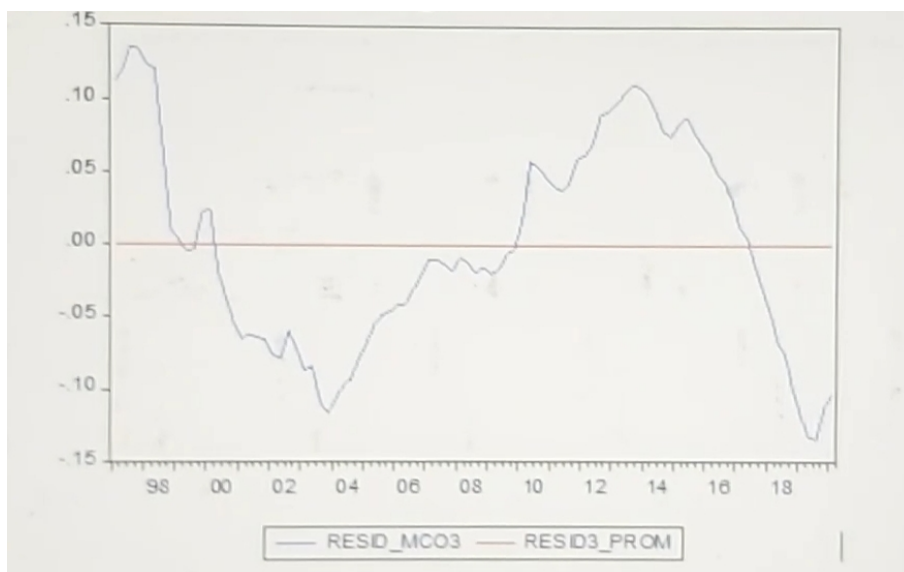


Series: LNCIRCULANTE_D11	
Sample 1997Q1 2020Q1	
Observations 93	
Mean	7.744459
Median	7.740276
Maximum	8.903522
Minimum	6.587112
Std. Dev.	0.744415
Skewness	0.001423
Kurtosis	1.553430
Jarque-Bera	8.108717
Probability	0.017347

La serie presenta una tendencia estocástica. Con quiebres estructurales entre el 98 y 2000, relacionados con la crisis asiática.

Circulante vs IPC

Repetimos el análisis previo para el Tipo de cambio y el IPC. Como en el caso anterior, realizamos una estimación MCO de Circulante vs IPC, considerando un intercepto y un componente tendencial. Obtenemos los siguientes residuos:



Los residuos no se alejan mucho de la media, por lo que podrían fluctuar alrededor de ella. Sin embargo, notaremos mejor su comportamiento testeando la presencia de raíz unitaria.

Null Hypothesis: RESID_MCO3 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 6 (Automatic - based on AIC, maxlag=11)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-1.112145
Test critical values:	
1% level	-2.592129
5% level	-1.944619
10% level	-1.614288

*MacKinnon (1996)

No se rechaza la nula de presencia de raíz unitaria en ninguno de los niveles de significancia.

Usando el algoritmo de Engel y Granger para los tres modelos obtenemos:

Método Engle y Granger

Ho: Las series no están cointegradas

Modelo sin componente determinísti

Series	p-value tau	p-value z
Circulante	0.8867	0.8970
IPC	0.8711	0.8869

Modelo con intercepto

Series	p-value tau	p-value z
Circulante	0.1048	0.0930
IPC	0.0884	0.0822

Modelo con intercepto y tendencia

Series	p-value tau	p-value z
Circulante	0.7457	0.5853
IPC	0.0302	0.0092

Esto nos sugiere la presencia de cointegración para el modelo con intercepto. De nuevo, se evidencian los problemas de un test basado en los residuos: falta de potencia en el test. Tenemos resultados distintos al del test de los residuos que sugiere que las variables no cointegran bajo el modelo con intercepto y tendencia. Sin embargo, aquí vemos que los p-value para IPC como variable dependiente en el tercer modelo rechazan la nula en favor de la cointegración.

Pasamos a estimar el vector de cointegración considerando un modelo solo con intercepto.

Dependent Variable: LNCIRCULANTE_D11
Method: Dynamic Least Squares (DOLS)
Date: 07/17/20 Time: 00:28
Sample (adjusted): 1998Q4 2017Q3
Included observations: 76 after adjustments
Cointegrating equation deterministic: C
Automatic leads and lags specification (lead=10 and lag=6 based on SIC criterion, max=11)
Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

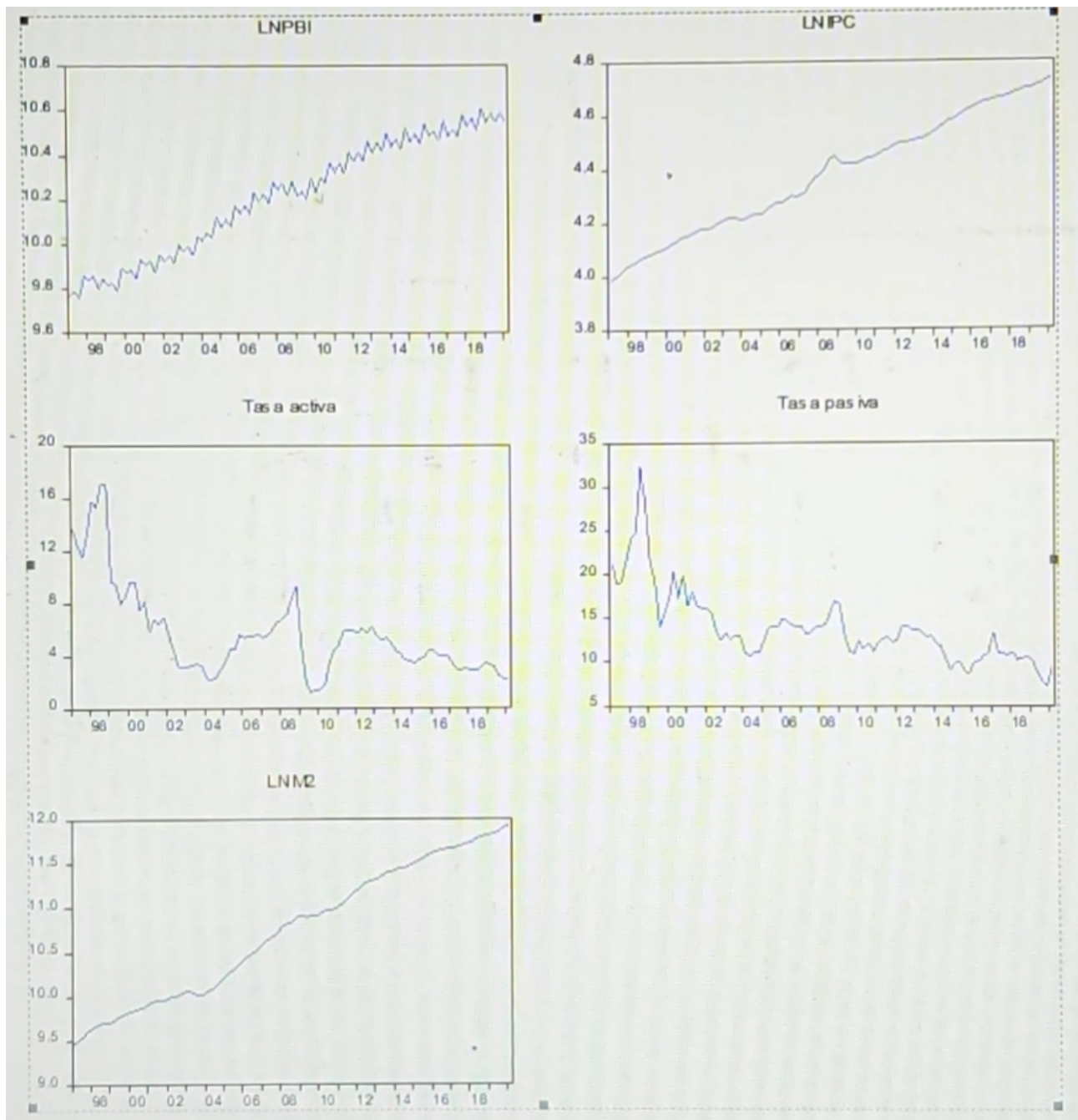
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNIPC_D11	3.711288	0.051750	71.71568	0.0000
C	-8.600028	0.231345	-37.17410	0.0000

R-squared	0.996706	Mean dependent var	7.705155
Adjusted R-squared	0.995666	S.D. dependent var	0.652481
S.E. of regression	0.042954	Sum squared resid	0.105168
Long-run variance	0.006170		

3.2 Método de Johansen

Siguiendo a Johansen y Juselius (1990), estime una demanda por dinero para el país elegido. Para este objetivo, siga las siguientes indicaciones:

1. Obtenga las series de cantidad de dinero, índice de precios, PBI real, tasa de interés activa o de préstamos, y tasa de interés pasiva o de depósitos. Luego, realice un análisis del comportamiento de estas series dentro del periodo de análisis, vinculándolo con la coyuntura observada en el país.



Las series PBI, IPC y Cantidad de dinero (M2) presentan un tendencia estocástica y los quiebres estructurales asociados a estas ya han sido abordados en secciones anteriores. No se han desestacionalizado las series. Las tasas de interés parecen fluctuar alrededor de una media, sin embargo se observa un cambio estructural en 2000 y 2002. Esto se debe al cambio en el regimen política monetaria del país en 1999.

2. Evalúe la presencia de cointegración utilizando el método de Johansen sin imponer restricción alguna sobre los vectores de cointegración. Justifique su respuesta e interprete los vectores de cointegración.

Seguimos el orden planteado por los autores y elegimos el número de rezagos usando los criterios de información. Siguiendo el Schwarz y el Hannan-Quinn elegimos 5 rezagos para estimar el VAR. Tomamos en cuenta el pbi, las tasas y la cantidad de dinero pero no el ipc dado la homogeneidad de precios. Adicionalmente agregamos 4 dummies al modelo más un intercepto para capturar la estacionalidad de las variables que están en frecuencia trimestral.

Vector Autoregression Estimates
Date: 07/17/20 Time: 00:34
Sample (adjusted): 1998Q2 2020Q1
Included observations: 88 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

	LNLM2	LNPBI	TASA_ACTIVAS	TASA_PASIVAS
LNLM2(-1)	1.156016 (0.12921) [8.95275]	0.171676 (0.10127) [1.69518]	1.544907 (6.23910) [0.24786]	8.102359 (10.4227) [0.77738]
LNLM2(-2)	-0.382527 (0.19601) [-1.95156]	-0.268272 (0.15363) [-1.74626]	6.131108 (9.46290) [0.64791]	-3.626754 (15.8107) [-0.22939]
LNLM2(-3)	0.225388 (0.20122) [1.12009]	0.178868 (0.15771) [1.13414]	-1.065741 (9.71454) [-0.10971]	14.75834 (16.2312) [0.90926]
LNLM2(-4)	-0.274010 (0.20017) [-1.36891]	-0.182489 (0.15680) [-1.18321]	-0.583892 (9.86353) [-0.06042]	-5.447440 (16.1460) [-0.33739]
LNLM2(-5)	0.160579 (0.12314) [1.30404]	0.086992 (0.09651) [0.90135]	-4.111066 (5.94488) [-0.69153]	-8.233406 (9.93278) [-0.82891]
LNPBI(-1)	0.227097 (0.15948) [1.42400]	0.814788 (0.12499) [6.51862]	22.97916 (7.69921) [2.98461]	15.24122 (12.8639) [1.18480]
LNPBI(-2)	0.055954 (0.20430) [0.27389]	0.135993 (0.16012) [0.84932]	-11.29619 (9.86287) [-1.14532]	2.130664 (16.4790) [0.12931]
LNPBI(-3)	0.108052 (0.21881) [0.49426]	-0.120576 (0.17134) [-0.70372]	22.34999 (10.5540) [2.11788]	2.213348 (17.8337) [0.12552]
LNPBI(-4)	0.059041 (0.22153) [0.26652]	0.479301 (0.17362) [2.76055]	-34.05976 (10.6947) [-3.18473]	-34.72736 (17.8689) [-1.94345]
LNPBI(-5)	-0.117395 (0.19847) [-0.59150]	-0.280280 (0.15556) [-1.80179]	-5.931236 (9.58174) [-0.61901]	-5.233373 (16.0093) [-0.32690]
TASA_ACTIVAS(-1)	0.001939 (0.00295) [0.65678]	0.000456 (0.00231) [0.19707]	1.029277 (0.14257) [7.21965]	0.316153 (0.23020) [1.32725]
TASA_ACTIVAS(-2)	0.001311 (0.00385) [0.35956]	-0.003726 (0.00286) [-1.30422]	0.016419 (0.17597) [0.09330]	0.496267 (0.29402) [1.68787]
TASA_ACTIVAS(-3)	0.000936 (0.00355) [0.26358]	-0.001590 (0.00278) [-0.57103]	0.064063 (0.17152) [0.37351]	-0.566519 (0.28657) [-1.97688]
TASA_ACTIVAS(-4)	-0.001150 (0.00347) [-0.33131]	0.002374 (0.00272) [0.87302]	-0.511514 (0.16750) [-3.05374]	-0.339604 (0.27987) [-1.21344]
TASA_ACTIVAS(-5)	0.000447 (0.00282) [0.17085]	-0.001012 (0.00205) [-0.49305]	0.441106 (0.12847) [3.48771]	0.750108 (0.21132) [3.54971]
TASA_PASIVAS(-1)	-0.002800 (0.00193) [-1.44940]	-0.001218 (0.00151) [-0.80454]	-0.181735 (0.09327) [-1.94846]	0.384688 (0.15584) [2.46850]
TASA_PASIVAS(-2)	-0.001437 (0.00219) [-0.65547]	0.002470 (0.00172) [1.43758]	-0.124520 (0.10581) [-1.17676]	0.006226 (0.17680) [0.03522]
TASA_PASIVAS(-3)	0.001975 (0.00205) [0.96259]	0.000384 (0.00181) [0.23854]	0.186938 (0.09907) [1.88888]	0.093682 (0.18553) [0.58595]
TASA_PASIVAS(-4)	0.001052 (0.00193) [0.54392]	-0.001910 (0.00152) [-1.26036]	0.188982 (0.09337) [2.02409]	0.144495 (0.15600) [0.92627]
TASA_PASIVAS(-5)	-0.000794 (0.00174) [-0.45581]	0.002133 (0.00137) [1.56196]	-0.232558 (0.08413) [-2.76425]	-0.499718 (0.14057) [-3.55503]
C	-2.148335 (0.74995) [-2.86464]	-0.178355 (0.50779) [-0.30344]	38.30183 (36.2056) [1.05790]	154.0168 (60.4929) [2.54603]
@SEAS(2)	0.005339 (0.02883) [0.18646]	0.026338 (0.02244) [1.17384]	4.646042 (1.38231) [3.36106]	1.640058 (2.30959) [0.71011]
@SEAS(3)	-0.006194 (0.01360) [-0.45528]	0.002384 (0.01066) [0.22356]	0.215919 (0.65677) [0.32876]	-0.060388 (1.09734) [-0.05503]
@SEAS(4)	0.010250 (0.02914) [0.35178]	0.058163 (0.02284) [2.54677]	5.661725 (1.40674) [4.02473]	2.979856 (2.35039) [1.26781]

Realizamos los test que propone la metodología la metodología:

Test de Correlación

Casi en todos los rezagos no se rechaza la hipótesis nula de no correlación serial. Por lo que los errores serían iid.

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Date: 07/17/20 Time: 00:34
 Sample: 1997Q1 2020Q1
 Included observations: 88

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	12.19802	16	0.7302	0.758172	(16, 174.8)	0.7307
2	21.10281	16	0.1746	1.344679	(16, 174.8)	0.1751
3	26.94208	16	0.0421	1.745173	(16, 174.8)	0.0424
4	14.87326	16	0.5339	0.931365	(16, 174.8)	0.5346
5	11.98350	16	0.7451	0.744394	(16, 174.8)	0.7456
6	11.05928	16	0.8058	0.685221	(16, 174.8)	0.8062
7	9.769326	16	0.8784	0.603132	(16, 174.8)	0.8786
8	15.32806	16	0.5008	0.961063	(16, 174.8)	0.5014

Test de Normalidad

Se rechaza la hipótesis nula en todos los niveles de significancia para la Skewness, la Kurtosis y el Jarque-Bera. Por lo que podríamos estar frente a errores que no parecen seguir una distribución normal, dado que en conjunto se rechaza la normalidad de los errores.

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 07/17/20 Time: 00:34
 Sample: 1997Q1 2020Q1
 Included observations: 88

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.314611	1.451708	1	0.2283
2	-1.285856	24.25025	1	0.0000
3	-0.032615	0.015601	1	0.9006
4	0.434337	2.766853	1	0.0962
Joint		28.48442	4	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.756944	2.100871	1	0.1472
2	6.782506	52.46028	1	0.0000
3	3.884156	2.866351	1	0.0904
4	3.309074	0.350265	1	0.5540
Joint		57.77776	4	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.552579	2	0.1693
2	76.71053	2	0.0000
3	2.881953	2	0.2367
4	3.117117	2	0.2104
Joint	86.26218	8	0.0000

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Test de raíces

Var cumple las condiciones de estabilidad ya que ninguna raíz está fuera del círculo unitario.

Test de Traza y Test de Max-Eingen

Date: 07/17/20 Time: 00:34
 Sample (adjusted): 1997Q4 2020Q1
 Included observations: 90 after adjustments
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
 Series: LNM2 LNPBI TASA_ACTIVA TASA_PASIVA
 Exogenous series: @SEAS(2) @SEAS(3) @SEAS(4)
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 2

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.390666	102.7436	53.12	60.16
At most 1 **	0.270164	58.15862	34.91	41.07
At most 2 **	0.213828	29.81442	19.96	24.60
At most 3	0.086700	8.162226	9.24	12.97

Trace test indicates 3 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels
 *(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.390666	44.58495	28.14	33.24
At most 1 **	0.270164	28.34420	22.00	26.81
At most 2 **	0.213828	21.65219	15.67	20.20
At most 3	0.086700	8.162226	9.24	12.97

Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels
 *(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Sugiere 3 vectores de cointegración. Sin embargo, solo uno de ellos posee sentido económico y puede ser estimado como la demanda por dinero.

1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	268.2708		
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LNM2	LNPBI	TASA_ACTIVA	TASA_PASIVA	C	
1.000000	-3.187336 (0.14173)	-0.047089 (0.01951)	0.007806 (0.01921)	21.17164 (1.61708)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(LNM2)	-0.034071 (0.01274)				
D(LNPBI)	0.041305 (0.01063)				
D(TASA_ACTIV)	2.870124 (0.79879)				
D(TASA_PASIV)	2.186604 (1.25354)				

Finalmente, tenemos el VECM sin ninguna restricción.

Vector Error Correction Estimates
 Date: 07/17/20 Time: 00:34
 Sample (adjusted): 1998Q3 2020Q1
 Included observations: 87 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
LNM2(-1)	1.000000
LNPBI(-1)	-4.094492 (0.37938) [-10.7927]
TASA_ACTIVA(-1)	0.258208 (0.05740) [4.49866]
TASA_PASIVA(-1)	-0.311325 (0.05866) [-5.30711]
C	32.85784 (4.38969) [7.48522]

Error Correction:	D(LNM2)	D(LNPBI)	D(TASA_ACTI)	D(TASA_PASI)
CointEq1	0.000867 (0.00746) [0.11622]	-0.005142 (0.00606) [-0.84874]	1.621013 (0.36393) [4.45416]	3.282938 (0.52846) [6.21226]

3. Evalúe la presencia de cointegración utilizando el método de Johansen imponiendo las restricciones propuestas por Johansen y Juselius (1990) tanto sobre el vector de cointegración como sobre las velocidades de ajuste. ¿Qué restricciones son válidas? Justifique su respuesta.

Primera restricción

$$a. \mathbf{1} = b_m = -b_y$$

Existe una proporcionalidad entre el coeficiente de largo plazo del dinero y el producto.

Cointegration Restrictions:
 B(1,1)=1, B(1,1)=-B(1,2)
 Convergence achieved after 30 iterations.
 Restrictions identify all cointegrating vectors
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(1) 3.236173
 Probability 0.072029

No rechazo la hipótesis nula de proporcionalidad al 5 por ciento de significancia.

Segunda restricción

$$1 = b_m = -b_y, b_{id} = -b_{ib}$$

Existe proporcionalidad entre el dinero y el producto, y a la par, también entre las tasas de interés para poder escribir un spread de tasas de interés.

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1, B(1,1)=-B(1,2), B(1,3)=-B(1,4)

Convergence achieved after 28 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(2) 3.495187

Probability 0.174193

No rechazo la hipótesis nula en todos los niveles de significancia. Hay proporcionalidad.

Tercera restricción

$$1 = b_m = -b_y, b_{id} = -b_{ib}, a_{ib} = 0$$

Además de las restricciones anteriores, esta restricción prueba la hipótesis exogeneidad débil de la velocidad de ajuste de la tasa activa.

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1, B(1,1)=-B(1,2), B(1,3)=-B(1,4), A(3,1)=0

Convergence achieved after 12 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(3) 11.03734

Probability 0.011526

Se rechaza la nula al 5 por ciento de significancia.

Cuarta restricción

$$1 = b_m = -b_y, b_{id} = -b_{ib}, a_{ib} = a_{id} = 0$$

Exogeneidad débil del producto y de la tasa pasiva.

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1, B(1,1)=-B(1,2), B(1,3)=-B(1,4), A(3,1)=0, A(3,1)=A(2,1)

Convergence achieved after 9 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(4) 15.58879

Probability 0.003624

Se rechaza la nula en todos los niveles de significancia.

Quinta restricción

$$1 = b_m = -b_y, b_{id} = -b_{ib}, a_{ib} = a_{id} = a_y = 0$$

Cointegration Restrictions:
 B(1,1)=1, B(1,1)=-B(1,2), B(1,3)=-B(1,4), A(3,1)=0, A(3,1)=A(2,1), A(3,1)=A(4,1)
 Convergence achieved after 10 iterations.
 Restrictions identify all cointegrating vectors
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(5) 38.54234
 Probability 0.000000

Se rechaza la nula en todos los niveles de significancia.

Sexta restricción

$$a_{ib} = a_{id} = a_y = 0$$

Cointegration Restrictions:
 A(3,1)=0, A(3,1)=A(2,1), A(3,1)=A(4,1)
 Convergence achieved after 9 iterations.
 Not all cointegrating vectors are identified
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(3) 33.48738
 Probability 0.000000

Se rechaza la nula en todos los niveles de significancia.

Para este modelo, solo las 3 primeras restricciones son válidas pues no se rechaza la nula y esas relaciones de proporcionalidad existen en el modelo además de la exogenidad débil de la velocidad de ajuste de la tasa activa.

4. Evalúe la presencia de cointegración utilizando el método de Johansen imponiendo restricciones que considere relevantes de acorde a lo obtenido en el apartado 2 sobre las velocidades de ajuste. ¿Qué restricciones son válidas? Justifique su respuesta.

Error Correction:	D(LNM2)	D(LNPBI)	D(TASA_ACTI)	D(TASA_PASI)
CointEq1	0.000867 (0.00746) [0.11622]	-0.005142 (0.00606) [-0.84874]	1.621013 (0.36393) [4.45416]	3.282938 (0.52846) [6.21226]

Según lo obtenido en el Vector de corrección de errores sin restricciones del apartado 2, se pueden proponer las siguientes restricciones para las velocidades de ajuste.

Séptima restricción: La velocidad de ajuste del PBI es cero.

Cointegration Restrictions:	
A(2,1)=0	
Convergence achieved after 8 iterations.	
Not all cointegrating vectors are identified	
LR test for binding restrictions (rank = 1):	
Chi-square(1)	2.732875
Probability	0.098302

No se rechaza la hipótesis nula al 5 por ciento de significancia.

Octava restricción: La velocidad de ajuste de la Cantidad de dinero es cero

Cointegration Restrictions:	
A(1,1)=0	
Convergence achieved after 4 iterations.	
Not all cointegrating vectors are identified	
LR test for binding restrictions (rank = 1):	
Chi-square(1)	0.041516
Probability	0.838545

No se rechaza la hipótesis nula para todo nivel de significancia.

Novena restricción: La velocidad de ajuste del PBI y de la Cantidad de dinero son cero.

Cointegration Restrictions:	
A(2,1)=0, A(1,1)=A(2,1)	
Convergence achieved after 8 iterations.	
Not all cointegrating vectors are identified	
LR test for binding restrictions (rank = 1):	
Chi-square(2)	3.213857
Probability	0.200503

No se rechaza la hipótesis nula para todo nivel de significancia.

Las dos últimas restricciones son totalmente válidas. La séptima también podría considerarse válida al 5 por ciento de significancia.

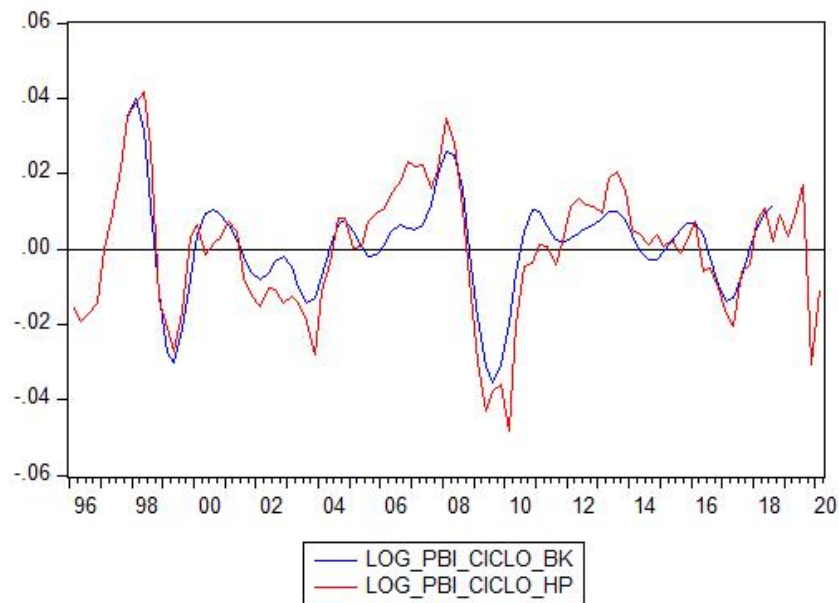
PREGUNTA 4: Filtros

1. el caso del PBI, identifique los periodos de expansión y recesión del ciclo económico para todos los filtros. Realice una comparación entre los métodos.

Los datos fueron obtenidos de la Base de Estadísticos del Banco Central de Chile, respecto al PBI se expandió entre 96 y 98 debido al cambio de la política monetaria que permitió disminuir la inflación afrontada en los años anteriores. Luego de esto, entre 1998 y 1999 el PBI se contrajo debido a la crisis ruso-asiática, y entre 2002-2004 causado por la crisis de las

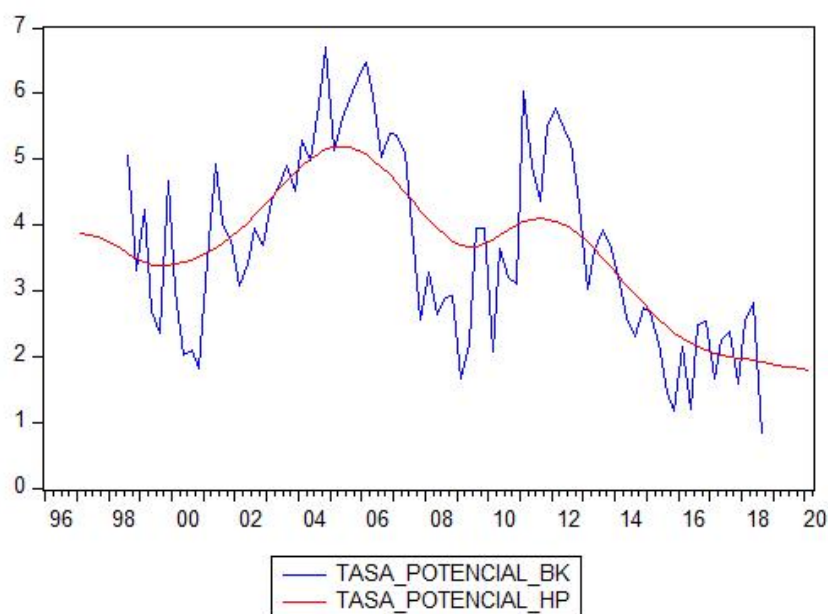
punto com. Luego de esto observamos una fuerte expansión explicado por el boom del precio de las materias primas (Chile es el principal exportador de cobre). No obstante, el PBI registró su peor caída entre 2008-2009 explicado por la crisis financiera internacional. Posteriormente, el precio de los commodities experimentó un nuevo boom y, con esto, el PBI se expandió nuevamente. No obstante, la recesión de la demanda mundial y el bajo precio de las materias primas generó que el PBI se contrajera.

En la figura podemos observar que ambos filtros coinciden en casi todos los trimestres en su el ciclo del PBI se encontró en expansión o recesión. La diferencia es que el filtro BK suaviza el ciclo, es decir, lo hace menos volátil. De esta manera, es más fácil pasar de un ciclo a otro con el filtro HP. Asimismo, el filtro BK corta proporcional el inicio y final de la muestra.



2. Calcule la tasa de crecimiento tendencial del producto para cada método. Compare los resultados de cada filtro. ¿En cuánto se encuentra el crecimiento potencial de la economía en cuestión en los últimos años? Compare utilizando reportes de inflación o estimaciones realizadas por la autoridad monetaria de cada país.

A diferencia del ciclo, el crecimiento tendencial obtenido por el filtro HP es menos volátil, mientras que el obtenido por el filtro BK es más volátil. En los últimos años, ambos filtros indican que la tasa de crecimiento potencial del PBI estaría convergiendo a un promedio cercano a 2.0 por ciento.



En cuanto a la comparación con los reportes de inflación. Durante los períodos de 2004 a 2006, existió un notable salto en el crecimiento del PBI mostrando un 6,1 por ciento en 2004. Con proyecciones de 6-6,5 por ciento en 2005 y 5.5 a 6,5 por ciento en 2006. En cuanto a la tasa de crecimiento potencial; por un lado, el obtenido por el filtro HP en 2004 muestra en los 4 trimestres un crecimiento aproximado de 5,1 por ciento. En el 2005, entre 5,2 por ciento y 5,1 por ciento. Y en el 2006, por último, 5 a 4,8 por ciento. Mientras, por el otro lado, el obtenido por el filtro BK, en 2004, 5,3 por ciento y 6,7 por ciento. En 2005, 5,6 por ciento y 6,2 por ciento. Y en 2006, 6,5 por ciento y 5,4 por ciento.

Crecimiento económico y cuenta corriente

	2002	2003	2004	2005 (f)	2006 (f)
	(variación anual, porcentaje)				
PIB	2,2	3,7	6,1	6 - 6,5	5¼ - 6¼
Ingreso nacional	2,8	3,6	8,6	8,4	4,9
Demanda interna	2,4	4,8	7,9	9,8	6,2
Formación bruta de capital fijo	1,5	5,7	12,7	19,0	5,2
Consumo total	2,5	3,9	5,2	7,3	7,2
Resto demanda interna	2,7	4,5	6,4	6,8	6,6
Exportaciones de bienes y servicios	1,6	5,9	12,8	6,9	5,6
Importaciones de bienes y servicios	2,3	9,5	18,6	17,1	6,9
Cuenta corriente (% del PIB)	-0,9	-1,5	1,5	0,5	-1,9
	(millones de dólares)				
Cuenta corriente	-580	-1.102	1.390	600	-2.300
Balanza comercial	2.386	3.522	9.019	9.600	5.800
Exportaciones	18.180	21.524	32.025	39.400	39.100
Importaciones	-15.794	-18.002	-23.006	-29.800	-33.300
Servicios	-702	-617	-580	-700	-800
Renta	-2.847	-4.606	-8.101	-9.700	-8.800
Transferencias corrientes	583	599	1.051	1.400	1.500

(f) Proyección

Fuente: Banco Central de Chile.

En comparación al reporte de mayo del 2008, contexto de crisis financiera, se preveía que el crecimiento del PBI anual sería de 4 a 5 por ciento. Podemos ver que en la tasa potencial de HP estuvo entre el 4,1 por ciento y 3,8 por ciento entre los 4 trimestres a esas

aproximaciones: mientras, la tasa potencial BK se aleja de las estimaciones planteadas (3,1 por ciento y 2,9 por ciento)

Crecimiento económico y cuenta corriente

	2005	2006	2007	2008 (f)
	(variación anual, porcentaje)			
PIB	5,6	4,3	5,1	4,0 - 5,0
Ingreso nacional	8,7	6,7	7,8	4,8
Demanda interna	10,4	6,4	7,8	7,6
Formación bruta de capital fijo	23,9	2,9	11,9	12,8
Consumo total	7,1	6,4	7,4	5,4
Exportaciones de bienes y servicios	4,3	5,5	7,8	3,4
Importaciones de bienes y servicios	17,2	10,5	14,3	11,1
Cuenta corriente (% del PIB)	1,2	4,7	4,4	-0,5
	(millones de dólares)			
Cuenta corriente	1.449	6.838	7.200	-1.100
Balanza comercial	10.775	22.587	23.653	17.000
Exportaciones	41.267	58.485	67.644	75.100
Importaciones	-30.492	-35.899	-43.991	-58.100
Servicios	-622	-628	-1.161	-1.500
Renta	-10.487	-18.418	-18.265	-19.900
Transferencias corrientes	1.783	3.297	2.974	3.300

(f) Proyección.

Fuente: Banco Central de Chile.

Siguiendo con el período de crisis internacional, El BCCH estimó que para enero del 2009, el crecimiento del PBI del 2008 se estimó en 3,5 por ciento. Mientras que para el presente año proyectó que tendría un crecimiento oscilante entre 2 y 3 por ciento. Por el lado de la tasa potencial obtenida por el filtro HP, indica que hubo en los 4 trimestres un crecimiento de 3,7 por ciento. Por otro lado, la tasa obtenida por el filtro BK, por ser más volátil, entre 1,7 por ciento y 4 por ciento.

Crecimiento económico y cuenta corriente

	2006	2007	2008 (e)	2009 (f)
	(variación anual, porcentaje)			
PIB	4,3	5,1	3,5	2,0 - 3,0
Ingreso nacional	6,7	7,8	3,9	0,0
Demanda interna	6,4	7,8	8,5	0,7
Formación bruta de capital fijo	2,9	11,9	19,9	-4,5
Consumo total	6,4	7,4	5,0	2,5
Exportaciones de bienes y servicios	5,5	7,8	1,8	2,1
Importaciones de bienes y servicios	10,5	14,3	13,4	-1,7
Cuenta corriente (% del PIB)	4,7	4,4	-2,6	-4,6
	(millones de dólares)			
Cuenta corriente	6.838	7.200	-4.500	-6.800
Balanza comercial	22.587	23.653	10.200	-2.400
Exportaciones	58.485	67.644	67.800	46.400
Importaciones	-35.899	-43.991	-57.600	-48.800
Servicios	-628	-1.161	-1.200	-800
Renta	-18.418	-18.265	-16.400	-5.300
Transferencias corrientes	3.297	2.974	2.900	1.700

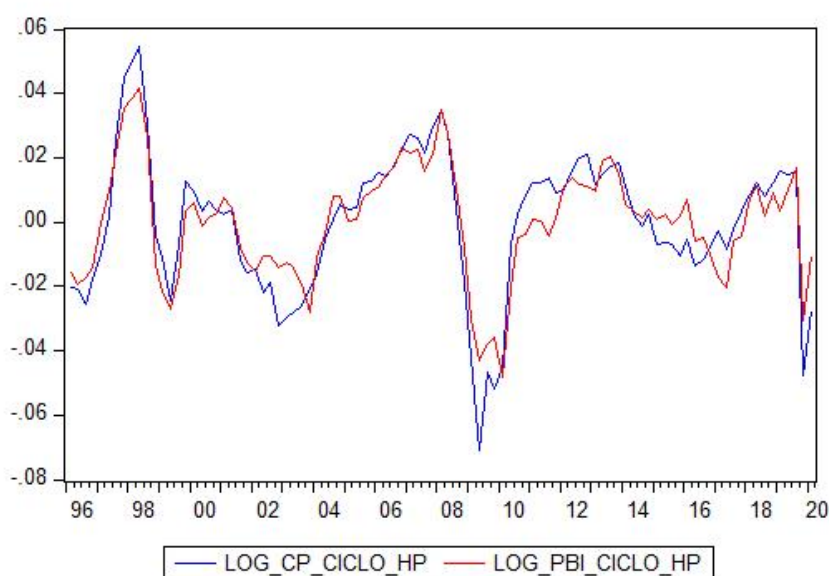
(e) Estimación.

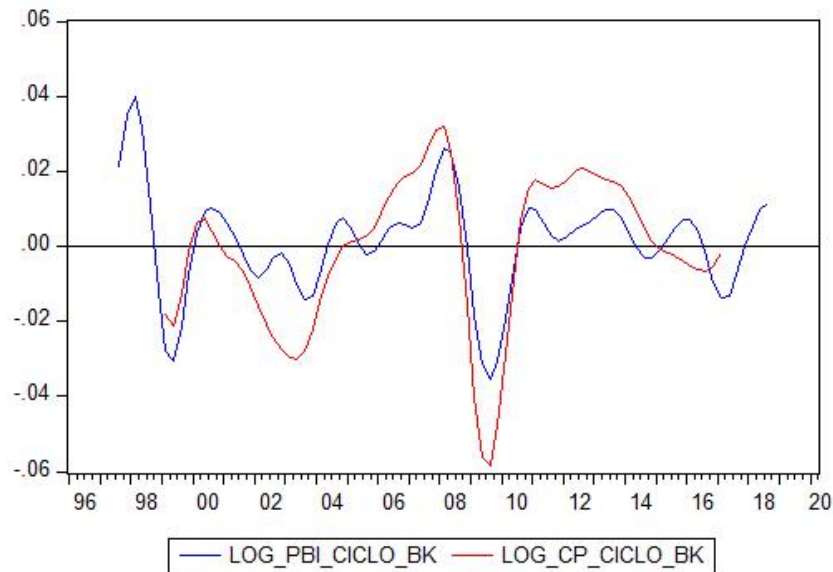
(f) Proyección.

Fuente: Banco Central de Chile.

3. Determine si las dos variables elegidas son procíclicas, contracíclicas o acíclicas. Asimismo, determine si estas variables son adelantadas, rezagadas o coincidentes. ¿Estos resultados se encuentran en línea con la teoría económica? Sustente su respuesta utilizando correlaciones dinámicas.

Hemos escogido el consumo privado y los términos de intercambio. En cuanto al análisis entre el consumo privado y el PBI, observamos que el consumo es una variable procíclica y es contemporánea, ya que la correlación entre ambas en el tiempo t es 0,93 según el filtro HP, mientras que según el filtro BK es 0,84.





Correlación entre PBI y CP ambos en el tiempo t según el filtro HP:

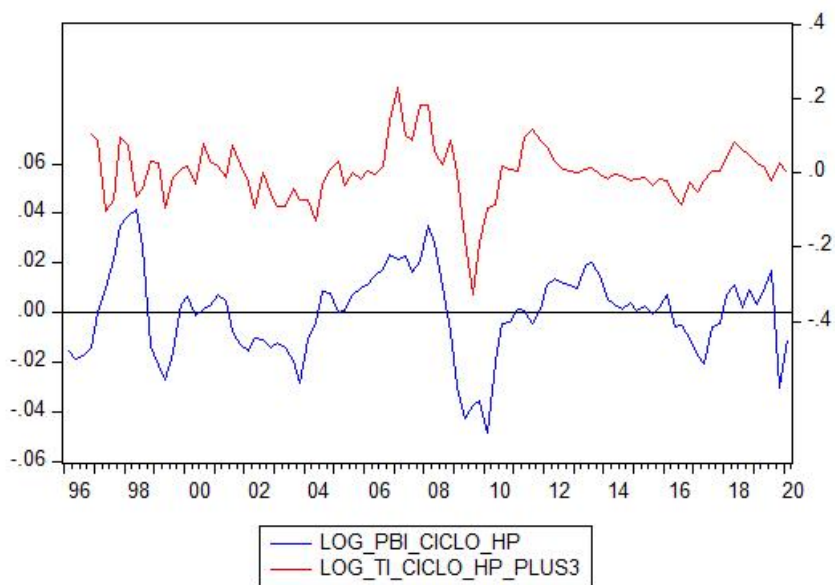
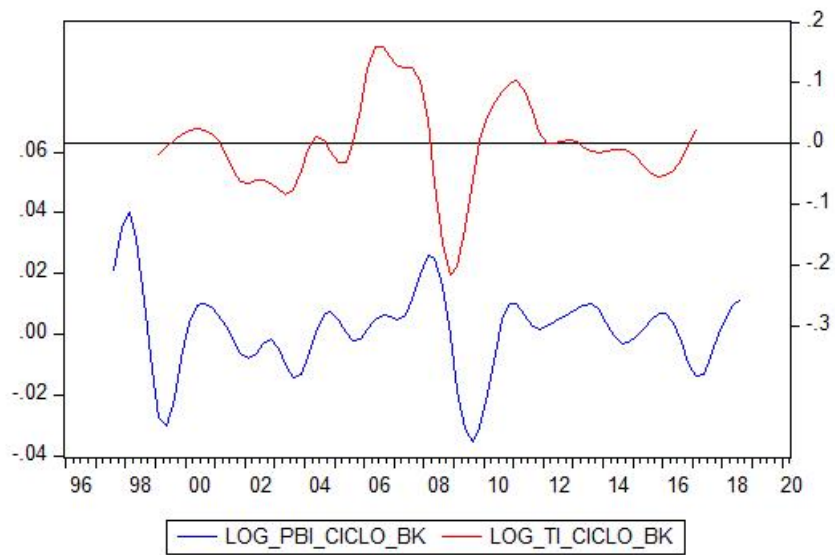
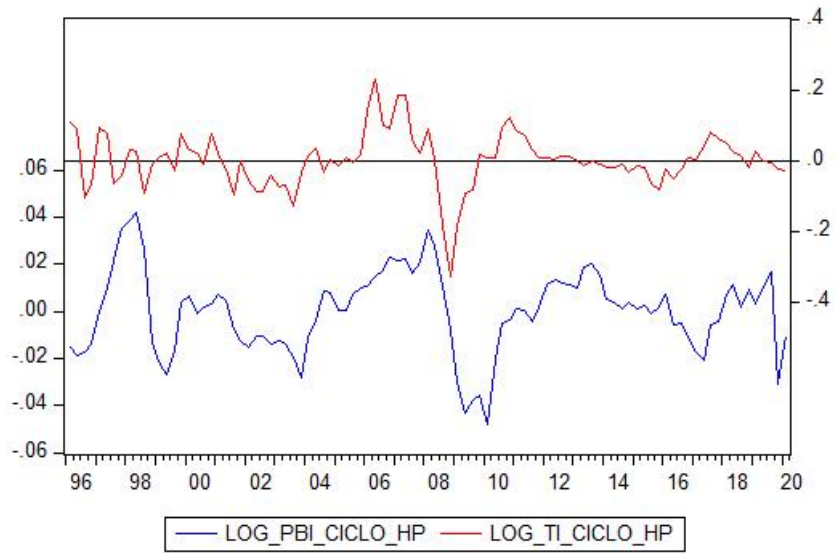
Covariance Analysis: Ordinary
 Date: 07/15/20 Time: 10:07
 Sample: 1996Q1 2020Q1
 Included observations: 97

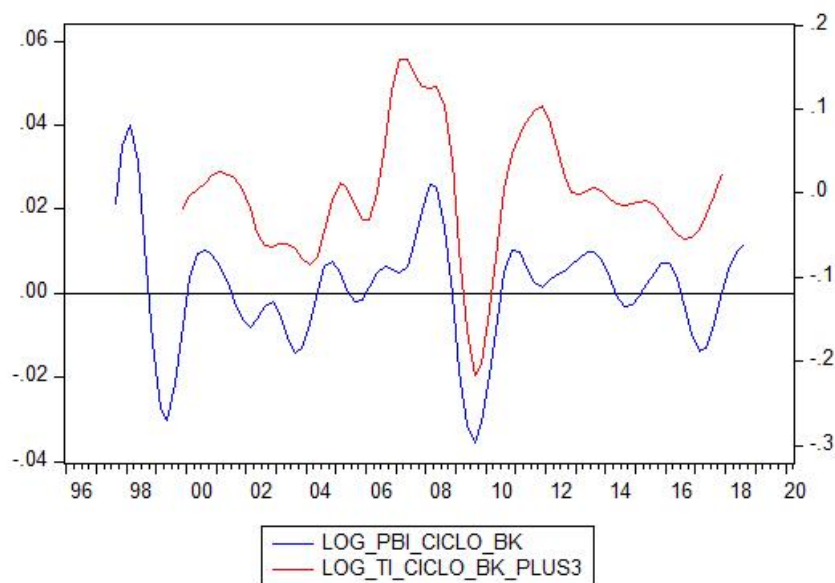
Covariance Correlation	LOG CP CIC	LOG PBI CI
LOG_CP_CICLO_H	0.000474 1.000000	
LOG_PBI_CICLO_H	0.000350 0.928625	0.000300 1.000000

Correlación entre PBI y CP ambos en el tiempo t según el filtro BK:

LOG_PBI_CI	1.000000	0.835168
LOG_CP_CIC	0.835168	1.000000

Asimismo, los términos de intercambio también son procíclicos, pero es una variable adelantada según los graficos mostrados. Además, la correlación más alta es obtenida con el PBI en t y los TI en t+3. La correlación obtenida según el filtro HP es de 0,54, mientras que según el filtro BP es 0,79.





Correlación entre PBI en t y TI en t+3 según el filtro HP:

LOG_PBI_CI	1.000000	0.539661
LOG_TI_CIC	0.539661	1.000000

Correlación entre PBI en t y TI en t+3 según el filtro BK:

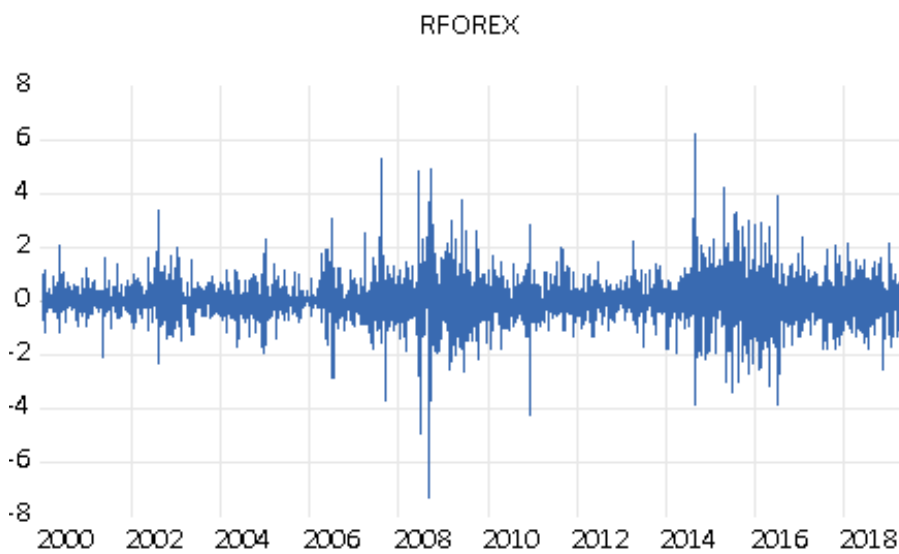
LOG_PBI_CI	1.000000	0.789764
LOG_TI_CIC	0.789764	1.000000

Los resultados están en línea con la teoría económica. Uribe y Schmitt-Grohé (2017) encuentran diferentes hechos estilizados para la economía mundial. Encuentran que el consumo privado y las exportaciones son procíclicas. Este último está relacionado con los términos de intercambio, ya que los precios de exportaciones aparecen en el numerador, por lo cual mientras más alto es el índice de términos de intercambio, mayor serán nuestras exportaciones. Asimismo, Mendoza y Collantes (2018) indican que los términos de intercambio son cruciales para la actividad económica para países emergentes y productores de materias primas. Además, señalan que es una variable que anticipa el crecimiento del PBI.

PREGUNTA 5: Modelos de volatilidad

Obtenga el tipo de cambio de la moneda del país elegido respecto al dólar americano, a frecuencia diaria, verificando que no existan missings values o NAs en la base de datos.

Obtuvimos los datos de la plataforma Bloomberg desde el año 2000.

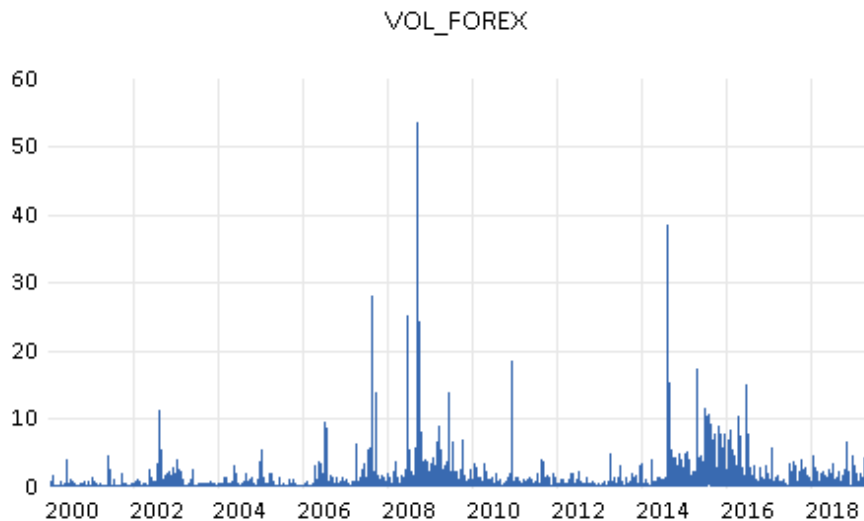


1. ¿Es posible modelar la depreciación del tipo de cambio con un modelo ARMA? Justique su respuesta.

No es posible porque si bien la depreciación es estacionaria, la varianza no es constante, es decir, la depreciación es heterocedastica. Las distribuciones tienen colas anchas y centros delgados (leptocurtosis). La probabilidad de ocurrencia de eventos extremos es mayor que en una distribución normal. Los periodos de alta volatilidad tienden a agruparse (clusters de volatilidad). Existe baja autocorrelación en la depreciación, lo cual complica las predicciones. Además, existe elevada autocorrelación en la depreciación al cuadrado (medida de volatilidad), lo que implica que existe un proceso latente en la varianza de la depreciación. Por lo tanto, al modelar, la varianza y los modelos ARMA no capturan la dinámica de esta. Por ende, se deben utilizar modelos ARCH.

Correlogram of FOREX						
A	B	C	D	E	F	G
Date: 07/12/20 Time: 10:41						
Sample: 12/09/2009 5/16/2018						
Included observations: 2200						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.067	0.067	9.9684	0.002
		2	0.014	0.010	10.424	0.005
		3	0.006	0.005	10.507	0.015
		4	-0.010	-0.011	10.724	0.030
		5	-0.015	-0.014	11.221	0.047
		6	-0.009	-0.007	11.411	0.076
		7	-0.019	-0.017	12.167	0.095
		8	0.050	0.053	17.635	0.024
		9	0.024	0.017	18.862	0.026
		10	-0.029	-0.033	20.723	0.023
		11	-0.002	0.000	20.734	0.036
		12	0.010	0.011	20.942	0.051
		13	-0.035	-0.035	23.706	0.034
		14	-0.030	-0.026	25.719	0.028
		15	-0.008	-0.002	25.849	0.040
		16	-0.054	-0.055	32.275	0.009
		17	-0.044	-0.041	36.532	0.004
		18	-0.012	-0.003	36.836	0.006
		19	-0.032	-0.030	39.171	0.004
		20	0.035	0.035	41.949	0.003
Heteroskedasticity Test: ARCH						
F-statistic	22.34000	Prob. F(1,2197)			0.0000	
Obs*R-squared	22.13526	Prob. Chi-Square(1)			0.0000	
Test Equation:						
Dependent Variable: RESID^2						
Method: Least Squares						
Date: 07/12/20 Time: 11:04						
Sample (adjusted): 12/10/2009 5/15/2018						
Included observations: 2199 after adjustments						
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.		
C	0.315175	0.019110	16.49309	0.0000		
RESID^2(-1)	0.100331	0.021227	4.726521	0.0000		
R-squared	0.010066	Mean dependent var		0.350352		
Adjusted R-squared	0.009615	S.D. dependent var		0.829355		
S.E. of regression	0.825358	Akaike info criterion		2.454911		
Sum squared resid	1496.633	Schwarz criterion		2.460092		
Log likelihood	-2697.175	Hannan-Quinn criter.		2.456804		
F-statistic	22.34000	Durbin-Watson stat		2.012778		
Prob(F-statistic)	0.000002					

2. Estime la volatilidad de los índices a través de un modelo ARMA(p, q). Puede utilizar la proxy de la volatilidad que considere más relevante.



Dependent Variable: FOREX
 Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)
 Date: 07/12/20 Time: 11:06
 Sample: 12/09/2009 5/15/2018
 Included observations: 2200
 Convergence achieved after 19 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012447	0.013994	0.889455	0.3739
AR(1)	0.214944	0.261717	0.821285	0.4116
MA(1)	-0.148300	0.266308	-0.556875	0.5777
SIGMASQ	0.350742	0.006481	54.11605	0.0000
R-squared	0.004634	Mean dependent var		0.012476
Adjusted R-squared	0.003274	S.D. dependent var		0.593746
S.E. of regression	0.592774	Akaike info criterion		1.793810
Sum squared resid	771.6317	Schwarz criterion		1.804167
Log likelihood	-1969.191	Hannan-Quinn criter.		1.797595
F-statistic	3.407566	Durbin-Watson stat		1.999287
Prob(F-statistic)	0.016930			
Inverted AR Roots	.21			
Inverted MA Roots	.15			

La regresión nos indica que la depreciación del tipo de cambio es estacionaria y de larga memoria. Por lo cual, el efecto un shock acaba desapareciendo y la serie revierte finalmente a su media.

3. Estime los siguientes modelos para sus series: ARCH, GARCH, EGARCH, CGARCH. ¿Propondría algún otro modelo? ¿Qué modelo elegiría y por qué?

Procedemos a estimar los modelos y luego realizamos tests ARCH para comprobar si logran capturar la heterocedasticidad de la depreciación.

ARCH

Dependent Variable: FOREX
 Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 07/12/20 Time: 17:26
 Sample (adjusted): 12/15/2009 5/15/2018
 Included observations: 2196 after adjustments
 Convergence achieved after 70 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 12/11/2009 12/14/2009
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(7) + C(8)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.477995	1.319898	-0.362145	0.7172
AR(2)	0.450885	1.225991	0.367772	0.7130
AR(3)	-0.016471	0.096004	-0.171569	0.8638
AR(4)	-0.001205	0.024539	-0.049116	0.9608
MA(1)	0.536595	1.319212	0.406754	0.6842
MA(2)	-0.408967	1.303073	-0.313848	0.7536

Variance Equation				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.306742	0.007175	42.74975	0.0000
RESID(-1)^2	0.123508	0.017047	7.244988	0.0000

R-squared	0.004646	Mean dependent var	0.013619
Adjusted R-squared	0.002374	S.D. dependent var	0.593377
S.E. of regression	0.592672	Akaike info criterion	1.775926
Sum squared resid	769.2608	Schwarz criterion	1.796671
Log likelihood	-1941.967	Hannan-Quinn criter.	1.783507
Durbin-Watson stat	1.984877		

Heteroskedasticity Test: ARCH			
	F-statistic	Prob. F(3,2189)	Prob. Chi-Square(3)
	1.772834	0.1502	0.1501
	5.315308		

Test Equation:
 Dependent Variable: WGT_RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/12/20 Time: 17:27
 Sample (adjusted): 12/18/2009 5/15/2018
 Included observations: 2193 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.948679	0.061214	15.49764	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.010546	0.021366	-0.493574	0.6217
WGT_RESID^2(-2)	0.045703	0.021345	2.141145	0.0324
WGT_RESID^2(-3)	0.015574	0.021366	0.728917	0.4661

R-squared	0.002424	Mean dependent var	0.999460
Adjusted R-squared	0.001057	S.D. dependent var	2.294850
S.E. of regression	2.293637	Akaike info criterion	4.499977
Sum squared resid	11515.83	Schwarz criterion	4.510361
Log likelihood	-4930.225	Hannan-Quinn criter.	4.503772
F-statistic	1.772834	Durbin-Watson stat	2.001007
Prob(F-statistic)	0.150244		

GARCH

Dependent Variable: FOREX
 Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 07/12/20 Time: 11:19
 Sample (adjusted): 12/15/2009 5/15/2018
 Included observations: 2196 after adjustments
 Convergence achieved after 62 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 12/11/2009 12/14/2009
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(8) + C(9)*RESID(-1)^2 + C(10)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.015901	0.012936	1.229194	0.2190
AR(1)	0.249263	3.563574	0.069948	0.9442
AR(2)	-0.117623	2.672983	-0.044004	0.9649
AR(3)	0.003254	0.106220	0.030639	0.9756
AR(4)	-0.005007	0.038294	-0.130757	0.8960
MA(1)	-0.195531	3.563232	-0.054875	0.9562
MA(2)	0.115272	2.488676	0.046319	0.9631

Variance Equation				
C	0.004113	0.001223	3.363511	0.0008
RESID(-1)^2	0.036943	0.002914	12.67602	0.0000
GARCH(-1)	0.952019	0.004789	198.7815	0.0000

R-squared	0.004190	Mean dependent var	0.013619
Adjusted R-squared	0.001460	S.D. dependent var	0.593377
S.E. of regression	0.592944	Akaike info criterion	1.737330
Sum squared resid	769.6136	Schwarz criterion	1.763261
Log likelihood	-1897.589	Hannan-Quinn criter.	1.746807
Durbin-Watson stat	1.976659		

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.583704	Prob. F(3,2189)	0.6257
Obs*R-squared	1.752908	Prob. Chi-Square(3)	0.6252

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 07/12/20 Time: 11:20

Sample (adjusted): 12/18/2009 5/15/2018

Included observations: 2193 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.983756	0.071077	13.84079	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.021079	0.021372	0.986309	0.3241
WGT_RESID^2(-2)	0.011921	0.021375	0.557719	0.5771
WGT_RESID^2(-3)	-0.014737	0.021372	-0.689557	0.4905
R-squared	0.000799	Mean dependent var	1.002059	
Adjusted R-squared	-0.000570	S.D. dependent var	2.856437	
S.E. of regression	2.857251	Akaike info criterion	4.939419	
Sum squared resid	17870.74	Schwarz criterion	4.949803	
Log likelihood	-5412.073	Hannan-Quinn criter.	4.943214	
F-statistic	0.583704	Durbin-Watson stat	2.000188	
Prob(F-statistic)	0.625697			

EGARCH

Dependent Variable: FOREX
 Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 07/12/20 Time: 11:27
 Sample (adjusted): 12/15/2009 5/15/2018
 Included observations: 2196 after adjustments
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 65 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 12/11/2009 12/14/2009
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 LOG(GARCH) = C(8) + C(9)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1))) + C(10)
 *RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(11)*LOG(GARCH(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.019283	0.013147	1.466698	0.1425
AR(1)	0.031498	5.334099	0.005905	0.9953
AR(2)	0.017233	1.237874	0.013922	0.9889
AR(3)	0.008405	0.136032	0.061787	0.9507
AR(4)	-0.004460	0.061855	-0.072112	0.9425
MA(1)	0.027043	5.333914	0.005070	0.9960
MA(2)	-0.006955	1.532062	-0.004540	0.9964
Variance Equation				
C(8)	-0.085125	0.013498	-6.306315	0.0000
C(9)	0.084874	0.012693	6.686682	0.0000
C(10)	0.019072	0.008421	2.264811	0.0235
C(11)	0.981304	0.005056	194.0689	0.0000
R-squared	0.004358	Mean dependent var		0.013619
Adjusted R-squared	0.001629	S.D. dependent var		0.593377
S.E. of regression	0.592894	Akaike info criterion		1.730915
Sum squared resid	769.4834	Schwarz criterion		1.759439

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.587229	Prob. F(3,2189)	0.6234
Obs*R-squared	1.763487	Prob. Chi-Square(3)	0.6229

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 07/12/20 Time: 11:28

Sample (adjusted): 12/18/2009 5/15/2018

Included observations: 2193 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.984113	0.074903	13.13851	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.023888	0.021372	1.117733	0.2638
WGT_RESID^2(-2)	0.007110	0.021377	0.332600	0.7395
WGT_RESID^2(-3)	-0.013573	0.021372	-0.635074	0.5254

R-squared	0.000804	Mean dependent var	1.001570
Adjusted R-squared	-0.000565	S.D. dependent var	3.063923
S.E. of regression	3.064789	Akaike info criterion	5.079657
Sum squared resid	20561.13	Schwarz criterion	5.090041
Log likelihood	-5565.844	Hannan-Quinn criter.	5.083452
F-statistic	0.587229	Durbin-Watson stat	2.000124
Prob(F-statistic)	0.623375		

CGARCH

Dependent Variable: FOREX
 Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 07/12/20 Time: 11:30
 Sample (adjusted): 12/15/2009 5/15/2018
 Included observations: 2196 after adjustments
 Convergence achieved after 105 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 12/11/2009 12/14/2009
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $Q = C(8) + C(9)*(Q(-1) - C(8)) + C(10)*(RESID(-1)^2 - GARCH(-1))$
 $GARCH = Q + C(11) * (RESID(-1)^2 - Q(-1)) + C(12)*(GARCH(-1) - Q(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.009996	0.009783	1.021818	0.3069
AR(1)	0.699383	0.454350	1.539303	0.1237
AR(2)	0.277341	0.450290	0.615916	0.5379
AR(3)	-0.026952	0.035821	-0.752400	0.4518
AR(4)	-0.017388	0.025271	-0.688048	0.4914
MA(1)	-0.647619	0.453305	-1.428660	0.1531
MA(2)	-0.298204	0.425917	-0.700145	0.4838
Variance Equation				
C(8)	0.387611	0.074410	5.209101	0.0000
C(9)	0.994115	0.003066	324.2904	0.0000
C(10)	0.028493	0.006411	4.444349	0.0000
C(11)	0.070399	0.015458	4.554054	0.0000
C(12)	0.652713	0.136878	4.768570	0.0000
R-squared	0.006866	Mean dependent var		0.013619
Adjusted R-squared	0.004144	S.D. dependent var		0.593377
S.E. of regression	0.592146	Akaike info criterion		1.729905

Heteroskedasticity Test: ARCH

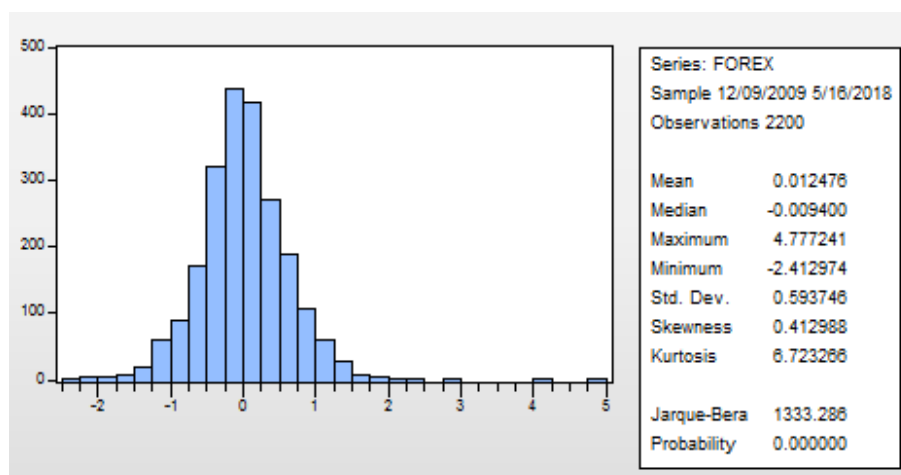
F-statistic	0.321672	Prob. F(3,2189)	0.8097
Obs*R-squared	0.966352	Prob. Chi-Square(3)	0.8094

Test Equation:
 Dependent Variable: WGT_RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/12/20 Time: 11:31
 Sample (adjusted): 12/18/2009 5/15/2018
 Included observations: 2193 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.019715	0.068390	14.91022	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.001698	0.021369	-0.079459	0.9367
WGT_RESID^2(-2)	0.004203	0.021369	0.196672	0.8441
WGT_RESID^2(-3)	-0.020481	0.021369	-0.958431	0.3380
R-squared	0.000441	Mean dependent var	1.001691	
Adjusted R-squared	-0.000929	S.D. dependent var	2.689714	
S.E. of regression	2.690964	Akaike info criterion	4.819498	
Sum squared resid	15851.18	Schwarz criterion	4.829882	
Log likelihood	-5280.580	Hannan-Quinn criter.	4.823293	
F-statistic	0.321672	Durbin-Watson stat	2.000543	
Prob(F-statistic)	0.809715			

Los modelos Garch, Egarch y Cgarch logran capturar la heterocedasticidad de la depreciación, ya que no rechazan la hipótesis nula del test ARCH. Los modelos Egarch y Cgarch podrían ser superiores debido a que el primero controla el efecto asimétrico entre valores positivos y negativos de la información (frecuente en variables como el tipo de cambio), mientras que el segundo logra capturar el efecto de media cambiante de la volatilidad (la cual se puede observar en el gráfico). Por lo cual elegiríamos el Egarch o el Cgarch.

Asimismo, propondríamos un modelo que asuma una distribución t-student de los errores debido a las colas pesadas que presentan y la leptocurtosis.



Un ejemplo sería un CGARCH asumiendo una distribución t-student de los errores.

Dependent Variable: FOREX
Method: ML ARCH - Student's t distribution (BFGS / Marquardt steps)
Date: 07/12/20 Time: 11:42
Sample (adjusted): 12/15/2009 5/15/2018
Included observations: 2196 after adjustments
Convergence achieved after 116 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
MA Backcast: 12/11/2009 12/14/2009
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(8) + C(9)*RESID(-1)^2 + C(10)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.002468	0.011270	0.218982	0.8267
AR(1)	-0.671910	0.021471	-31.29422	0.0000
AR(2)	-0.945490	0.025757	-36.70781	0.0000
AR(3)	0.053376	0.025701	2.076795	0.0378
AR(4)	-0.001705	0.021676	-0.078644	0.9373
MA(1)	0.732944	0.001684	435.3459	0.0000
MA(2)	0.997721	0.001548	644.3673	0.0000

Variance Equation

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.002231	0.001140	1.956281	0.0504
RESID(-1)^2	0.059890	0.009571	6.257209	0.0000
GARCH(-1)	0.936241	0.009885	94.71353	0.0000

T-DIST. DOF	7.917788	0.847005	9.347986	0.0000
-------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.011025	Mean dependent var	0.013619
Adjusted R-squared	0.008314	S.D. dependent var	0.593377
S.E. of regression	0.590905	Akaike info criterion	1.668746
Sum squared resid	764.2200	Schwarz criterion	1.607270

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.176558	Prob. F(3,2189)	0.9123
Obs*R-squared	0.530514	Prob. Chi-Square(3)	0.9121

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2
Method: Least Squares
Date: 07/12/20 Time: 11:43
Sample (adjusted): 12/18/2009 5/15/2018
Included observations: 2193 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.052237	0.085035	12.37415	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.004430	0.021372	0.207304	0.8358
WGT_RESID^2(-2)	0.001868	0.021372	0.087415	0.9303
WGT_RESID^2(-3)	-0.014806	0.021372	-0.692771	0.4885

R-squared	0.000242	Mean dependent var	1.043349
Adjusted R-squared	-0.001128	S.D. dependent var	3.548337
S.E. of regression	3.550338	Akaike info criterion	5.373785
Sum squared resid	27592.12	Schwarz criterion	5.384169
Log likelihood	-5888.355	Hannan-Quinn criter.	5.377580
F-statistic	0.176558	Durbin-Watson stat	2.000321
Prob(F-statistic)	0.912313		