



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DE CHILE
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS
INSTITUTO DE ECONOMÍA
MACROECONOMETRÍA APLICADA, EAE3102-1.

Tarea 1.

Raul Haltenhoff R.

Oscar Herrera G.

Segundo Semestre de 2023.

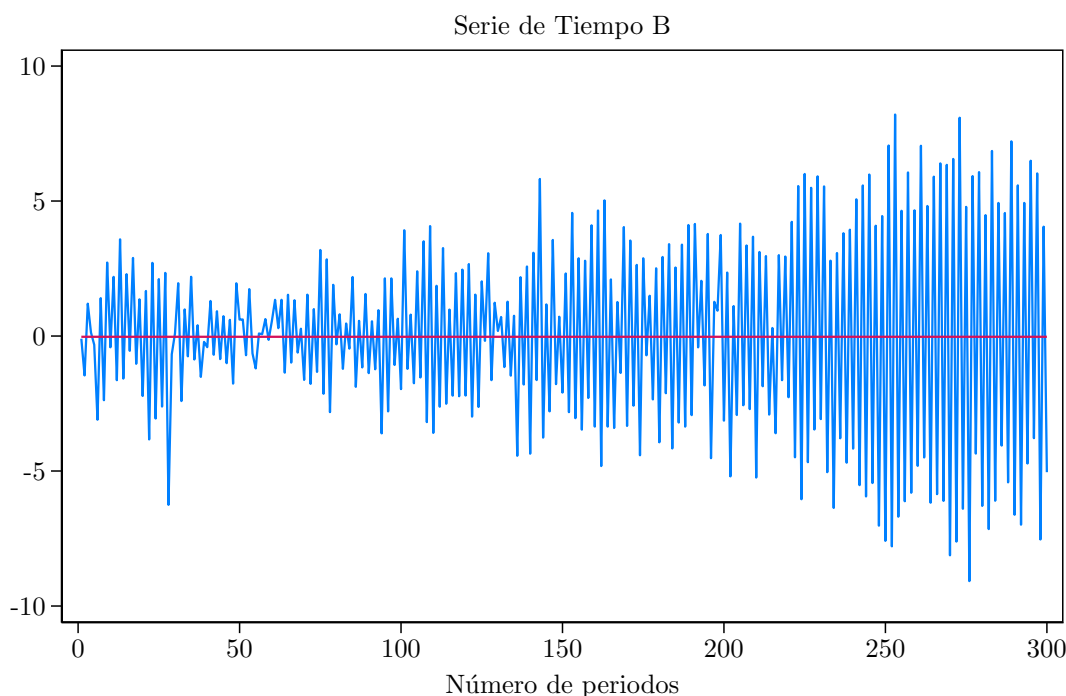
Parte 1: Identificación de Modelos.

Para esta pregunta de la tarea hemos escogido las series B y C. En este apartado pondremos en práctica todo el conjunto de herramientas estadísticas para determinar el proceso que caracteriza una serie **univariada**. En general, comenzaremos con una examinación visual de la serie. Luego, validaremos que la serie cumple con los requisitos para poder estudiarla. De cumplir con estos requisitos aplicaremos el criterio de Box-Jenkins. Después de aquello aplicaremos el Criterio de Información y, finalmente, concluiremos nuestro estudio de series con validación de resultados mediante distintas técnicas.

Debido a que el criterio de Box-Jenkins sugiere formas para deducir el posible proceso de la serie, aprovecharemos de comparar los resultados del criterio de Box-Jenkins con los del Criterio de Información durante nuestra primera ejecución de metodología. Como se mostrará, el Criterio de Información muestra ser una mejor metodología para seleccionar modelos, ya que al usar criterios cuantitativos brinda mejores perspectivas. Como consecuencia, usaremos posteriormente el Criterio de Box-Jenkins sólo como una referencia, pero nos guiaremos generalmente por el Criterio Bayesiano de Información. Asimismo, mostraremos que los tests estadísticos para validación son mejores que la examinación visual mediante correlogramas, decantándonos por los primeros en análisis posteriores.

Análisis gráfico de la serie B.

Para comenzar nuestro análisis, como primer acercamiento graficamos la serie. A pesar de no ser un método formal, sólo con observar la serie gráficamente ya podemos comenzar a observar notoriedades y a deducir pistas del proceso estocástico que caracteriza la serie. En particular, graficaremos para buscar visualmente indicios de estacionariedad. Esto es importante porque de presentar estacionariedad podemos estudiar y estimar la serie con herramientas conocidas.



Luego de graficar la serie B junto a su media (recta de color roja) nos parecen evidentes cuatro hechos significativos: que presenta media constante, indicios de heterocedasticidad, fluctuación intermitente entre valores positivos y negativos entre dos periodos inmediatamente consecutivos y aparente ergodicidad.

El grado de estacionariedad se observa principalmente en que la media incondicional de la serie es constante a lo largo del tiempo. Los modelos de estacionariedad son conocidos por ser modelos de regresión a la media y afortunadamente para nuestro análisis, la serie B fluctúa alrededor de la media. En cuanto al valor de la esperanza incondicional, también podemos decir que es cero.

La segunda característica que salta a la vista del lector es que la volatilidad de la serie no es constante, es creciente. Claramente este es un síntoma de heterocedasticidad. Por un lado, la teoría del análisis de series de tiempo brinda de metodologías de estimación e inferencia estadística robusta. Esto engloba autocorrelación y heterocedasticidad, como es nuestro caso. Por otro lado, que la volatilidad presente un patrón tan claro respecto a la evolución del tiempo nos genera la preocupación de que la varianza efectivamente dependa del tiempo. La varianza de la serie puede ser variable y aún así la serie ser estacionaria, pero otro evento muy distinto es que aquella varianza cambiante dependa del tiempo. Esto es importante porque para estacionariedad débil se requiere varianza no dependiente del tiempo como una condición necesaria. Para estar seguros que la serie presenta estacionariedad realizaremos tests estadísticos.

En tercer lugar, observamos que valores positivos de la serie son comúnmente seguidos por valores negativos, y valores negativos son comúnmente seguidos por valores positivos. Esto se aprecia con mayor facilidad en el tramo de mayor volatilidad. Esta observación nos podría dar pistas de los valores de los parámetros a estimar.

Por último, no hay señales claras de ergodicidad. La ergodicidad se observa habitualmente en acontecimientos que siguen afectando a la serie en un gran número de periodos posteriores, por ejemplo, mediante quiebres de nivel que siguen afectando a la serie en el futuro. Esto no lo observamos en esta serie, lo que es síntoma de que la memoria

de la serie se acaba después de un número determinado de periodos. Para estar seguros prestaremos especial fijación a la posición de la estimación de autocorrelaciones relativas a su intervalo de confianza.

Test de Ruido Blanco para la serie B.

A continuación, realizaremos el primer test aplicado sobre la serie B; el test de ruido blanco para validar estadísticamente que el proceso no corresponde a uno totalmente azaroso, sin información de predictibilidad. El diseño de las hipótesis del test corresponde al siguiente:

$$\begin{aligned} H_0 &: \text{La serie es un proceso de ruido blanco.} \\ H_1 &: \text{La serie no es un proceso de ruido blanco.} \end{aligned}$$

Definiendo nuestra tolerancia estadística en un 5 %, se aplica el test de Portmanteu, obteniendo los siguientes resultados:

| Test de Portmanteau para ruido blanco | |
|---------------------------------------|------------|
| Estadístico de Portmanteau (Q) | 12561.5797 |
| Valor-p ($Q \sim \chi^2(80)$) | 0.0000 |

Como el valor-p es menor a nuestra tolerancia estadística, rechazamos la hipótesis nula, por lo tanto, existe suficiente evidencia estadística para afirmar que la serie no sigue un proceso de ruido blanco. Podemos avanzar hacia los siguientes pasos porque sabemos que la serie tiene un grado de predictibilidad que podemos explotar.

Test de Raíces unitarias para la serie B.

En esta sección validaremos la estacionariedad de la serie mediante el test de raíces unitarias. La prueba testea que todos los parámetros del polinomio de rezagos asociado a la representación de la serie sean menores a uno.

Más adelante aplicaremos un conjunto de estrategias para definir si nuestra serie sigue un proceso de media móvil, un proceso autorregresivo o un proceso ARIMA, el cual reúne componentes móviles y autorregresivos en una misma forma funcional. Sin embargo, para realizar inferencia robusta necesitamos estacionariedad, al menos en su forma débil, y ergodicidad también.

Es importante realizar este paso en este punto, ya que pasos posteriores requieren de estacionariedad como una condición previa. Por ejemplo, al computar la autocovarianza para representar gráficamente el autocorrelograma estamos forzando media incondicional constante, y para aceptar que un proceso puede representarse en componentes estocásticos y determinísticos (Wold) de forma tal que sólo nos preocupamos de seleccionar el mejor, necesitamos estacionariedad en covarianza. Es por razones como estas que es importante ejecutar el test de raíces en este punto del análisis.

El diseño de las hipótesis del test está dado por:

$$\begin{aligned} H_0 &: \text{La serie es de raíz unitaria, i.e., no es estacionaria.} \\ H_1 &: \text{La serie es estacionaria.} \end{aligned}$$

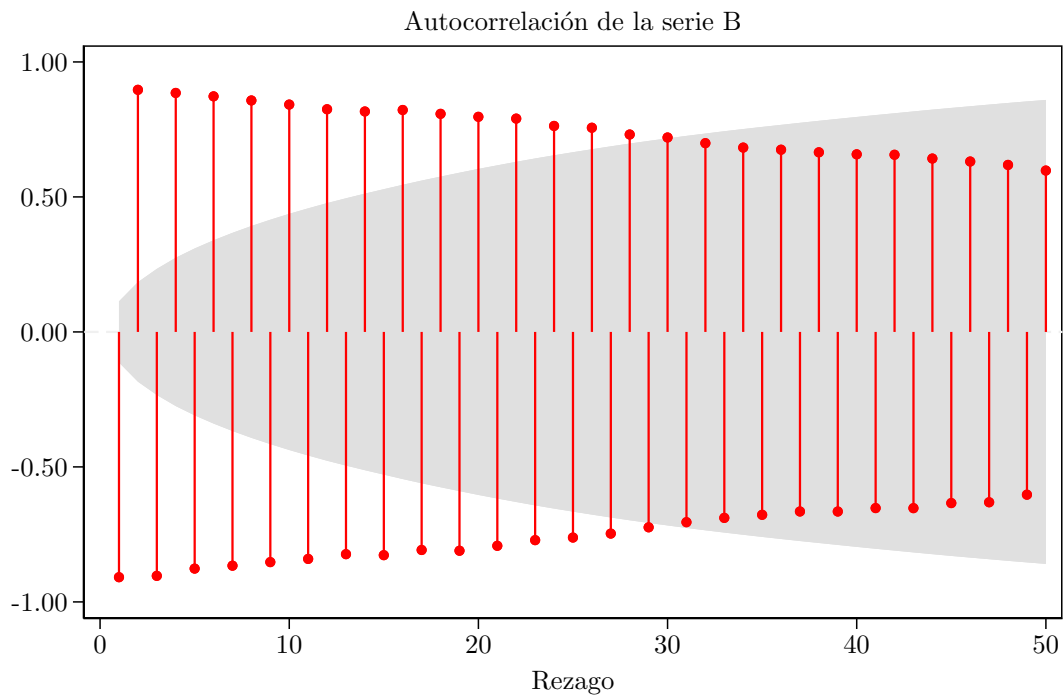
Considerando que en la sección anterior definimos nuestra tolerancia estadística en un 5 % para todo test, aplicamos el test de Phillips-Perron para raíces unitarias obteniendo los siguientes resultados:

| Phillips-Perron para raíces unitarias | |
|---------------------------------------|---------|
| Estadístico de Phillips-Perron | -69.982 |
| Valor-p | 0.0000 |

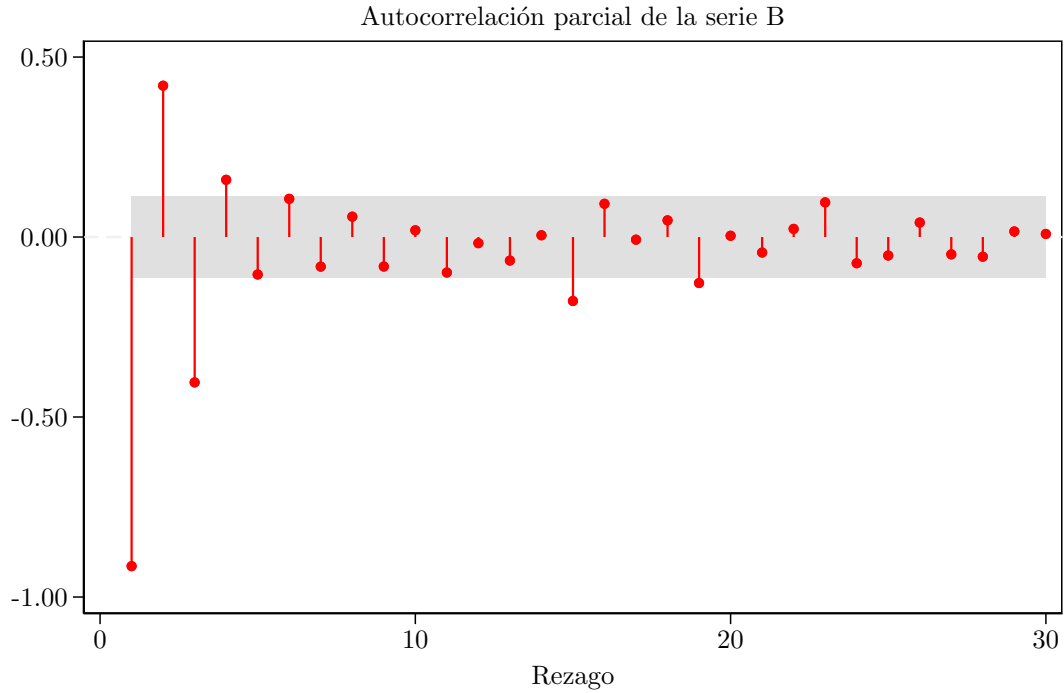
Con este valor-p rechazamos la hipótesis nula, por lo tanto, existe suficiente evidencia estadística para afirmar que la serie es estacionaria, pudiendo continuar con nuestro análisis.

Criterio de Box Jenkins para la serie B.

En esta sección exponemos los resultados de la computación y visualización vía comando de los autocorrelogramas totales y parciales de la serie B. Esto para deducir los posibles modelos que caracterizan de mejor forma el verdadero proceso que caracterizan a la serie.



El autocorrelograma de la serie parece mostrar evidencia de un componente autorregresivo. Podemos ver cierto grado de persistencia, tomando tanto valores positivos como negativos de forma intercalada, tal como lo establecimos en nuestro primer análisis gráfico. También observamos que el grado de persistencia es fuerte. Es decir, que la pendiente que esboza gráficamente el autocorrelograma da pistas de que los posibles valores de los parámetros a estimar son cercanos a uno. Además, notar que hasta a un aproximado de 25 rezagos las estimaciones de autocovarianzas son significativas estadísticamente, lo que es un gran número de rezagos.



En el autocorrelograma parcial podemos observar un total de 4 parámetros significativos. En síntesis, según el criterio Box-Jenkins existe evidencia indicativa de que nuestra serie sigue un proceso AR(4). Nuestra siguiente tarea es validar nuestras sospechas de una manera formal, o validar las posibles alternativas. Validaremos esto más adelante con otros tests, porque también podría ser que el modelo sea un ARMA(p,q).

Validaciones del criterio de Box Jenkins para la serie B.

Antes de pasar al criterio de información, observamos rápidamente los resultados de la prueba de ruido blanco para los residuos predichos bajo un modelo AR(4). Las hipótesis son las siguientes:

$$H_0 : \text{Los errores predichos siguen un proceso de ruido blanco.}$$

$$H_1 : \text{Los errores predichos no siguen un proceso de ruido blanco.}$$

Aplicamos el test de Portmanteu, obteniendo los siguientes resultados:

| Test de Portmanteau para ruido blanco | |
|---------------------------------------|--------|
| Estadístico de Portmanteau (Q) | 6.6959 |
| Valor-p ($Q \sim \chi^2(80)$) | 0.1529 |

Debido a que el valor-p es mayor a nuestra tolerancia no rechazamos que la serie sigue un proceso de ruido blanco, por lo que nuestra estimación queda validada.

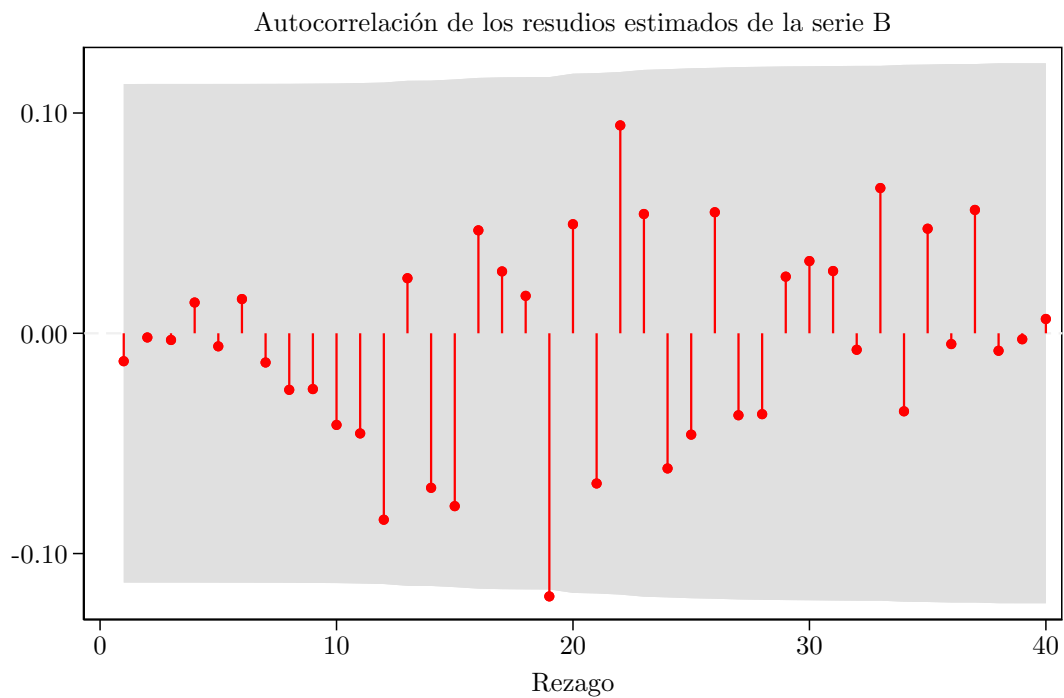
Criterio de Información.

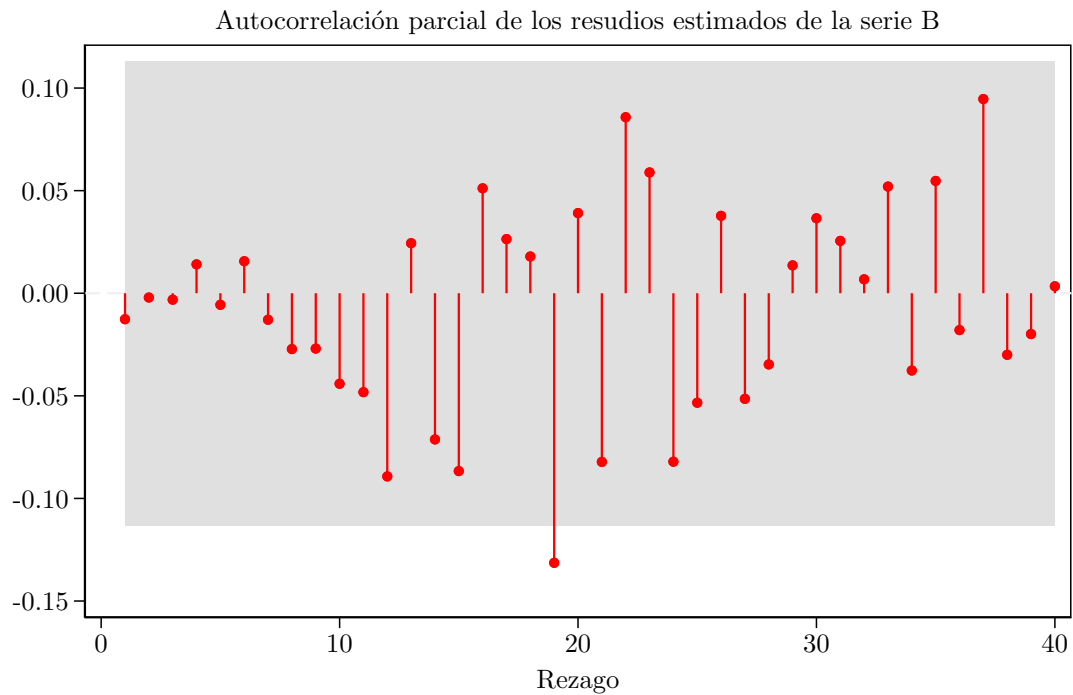
En este punto estimamos mediante máxima verosimilitud todos los posibles modelos $\text{ARMA}(p, q), \forall p, q \leq 4$ para la serie B. Lo anterior, mediante el comando de Stata *arima*. Al comparar cuantitativamente los posibles modelos a seleccionar, nos decidimos por usar el criterio BIC para toda estimación, ya que penaliza por el número de parámetros a estimar para evitar caer en sobreajuste (overfitting).

El menor BIC fue conseguido con el modelo $\text{ARMA}(1, 1)$, en línea con nuestras sospechas en el análisis visual. Notar que bajo esta metodología el modelo seleccionado también fue comparado con el modelo $\text{AR}(4)$ obtenido bajo Box-Jenkins. Como el Criterio de Información engloba los posibles modelos que arroje el Criterio Box-Jenkins, nos decantaremos por usar BIC como criterio de selección.

Validación de Modelo con Autocorrelogramas.

Computamos y visualizamos vía comando el autocorrelograma total y el autocorrelograma parcial para los residuos predichos luego de estimar el modelo $\text{ARMA}(1, 1)$ mediante máxima verosimilitud.





Debido a que en ambos gráficos casi todas las estimaciones caen dentro del intervalo de confianza, podemos asumir que existe evidencia estadística para asumir que son ceros y que no existe correlación serial, lo que indica proceso de ruido blanco.

Test de Ruido Blanco para los residuos estimados de la serie B.

Las hipótesis son las siguientes:

- H_0 : Los errores predichos siguen un proceso de ruido blanco.
 H_1 : Los errores predichos no siguen un proceso de ruido blanco.

Aplicamos el test de Portmanteau, obteniendo los siguientes resultados:

| Test de Portmanteau para ruido blanco | |
|---------------------------------------|-------|
| Estadístico de Portmanteau (Q) | 78.75 |
| Valor-p ($Q \sim \chi^2(80)$) | 0.22 |

Debido a que el valor-p es mayor a nuestra tolerancia no rechazamos que la serie sigue un proceso de ruido blanco, por lo que nuestra estimación queda validada.

Test de Breusch-Godfrey para los residuos estimados de la serie B.

Una mejor validación debido a su eficiencia es la prueba de Breusch-Godfrey. En adelante, para no extender este documento usaremos esta prueba.

Luego de obtener la estimación de los residuos, regresamos estos contra un gran número de autorezagos para no estimar sesgadamente. La prueba de Breusch-Godfrey testea que todos los parámetros sean cero de forma conjunta. Esto implica no correlación serial.

Las hipótesis son las siguientes:

H_0 : Los errores predichos no presentan correlación serial.

H_1 : Los errores predichos presentan correlación serial.

Aplicamos el test de Portmanteu, obteniendo los siguientes resultados:

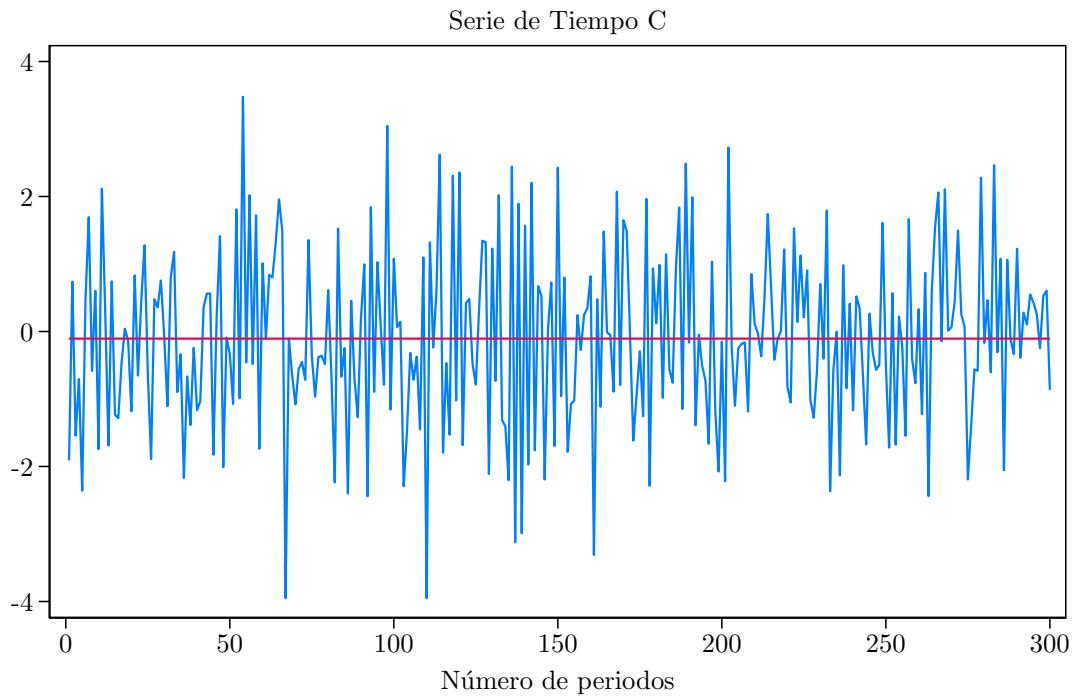
| Test de Breusch-Godfrey para ruido blanco | |
|---|--------|
| Estadístico | 0.098 |
| Valor-p ($Q \sim \chi^2(1)$) | 0.7540 |

Debido a que el valor-p es mayor a nuestra tolerancia no rechazamos que la serie sigue un proceso de ruido blanco, por lo que nuestra estimación queda validada.

Como se observa, las 3 validaciones son equivalentes, por lo que nos decantaremos por usar la prueba de Breusch-Godfrey para los análisis de las series restantes. También es posible notar que el modelo con menor BIC obtuvo una realización de estadístico de ruido blanco con mayor significancia estadística asociada que el obtenido por el modelo arrojado por Box-Jenkins. Esto refuerza el Criterio de Información como método de selección de modelo.

Análisis gráfico de la serie C.

A continuación graficamos la serie junto a su media incondicional representada por la recta horizontal roja.



A diferencia del gráfico para la serie B, observamos un menor número de notoriedades. Observamos media incondicional constante, varianza constante, aparente estacionariedad y aparente ergodicidad. Preliminarmente, la serie parece comportarse de mejor forma que la serie B.

Test de Ruido Blanco para la serie C.

A continuación, realizaremos el primer test aplicado sobre la serie C; el test de ruido blanco. El diseño de las hipótesis del test corresponde al siguiente:

$$\begin{aligned} H_0 &: \text{La serie es un proceso de ruido blanco.} \\ H_1 &: \text{La serie no es un proceso de ruido blanco.} \end{aligned}$$

Se aplica el test de Portmanteau, obteniendo los siguientes resultados:

| Test de Portmanteau para ruido blanco | |
|---------------------------------------|----------|
| Estadístico de Portmanteau (Q) | 148.9753 |
| Valor-p ($Q \sim \chi^2(80)$) | 0.0000 |

Como el valor-p es menor a nuestra tolerancia estadística, rechazamos la hipótesis nula, por lo tanto, existe suficiente evidencia estadística para afirmar que la serie no sigue un proceso de ruido blanco. Podemos estar seguros de que la serie tiene un grado de predictibilidad que podemos explotar.

Test de Raíces unitarias para la serie C.

En esta sección validaremos la estacionariedad de la serie mediante el test de raíces unitarias. La prueba testea que todos los parámetros del polinomio de rezagos asociado a la representación de la serie sean menores a uno.

El diseño de las hipótesis del test está dado por:

H_0 : La serie es de raíz unitaria, i.e., no es estacionaria.

H_1 : La serie es estacionaria.

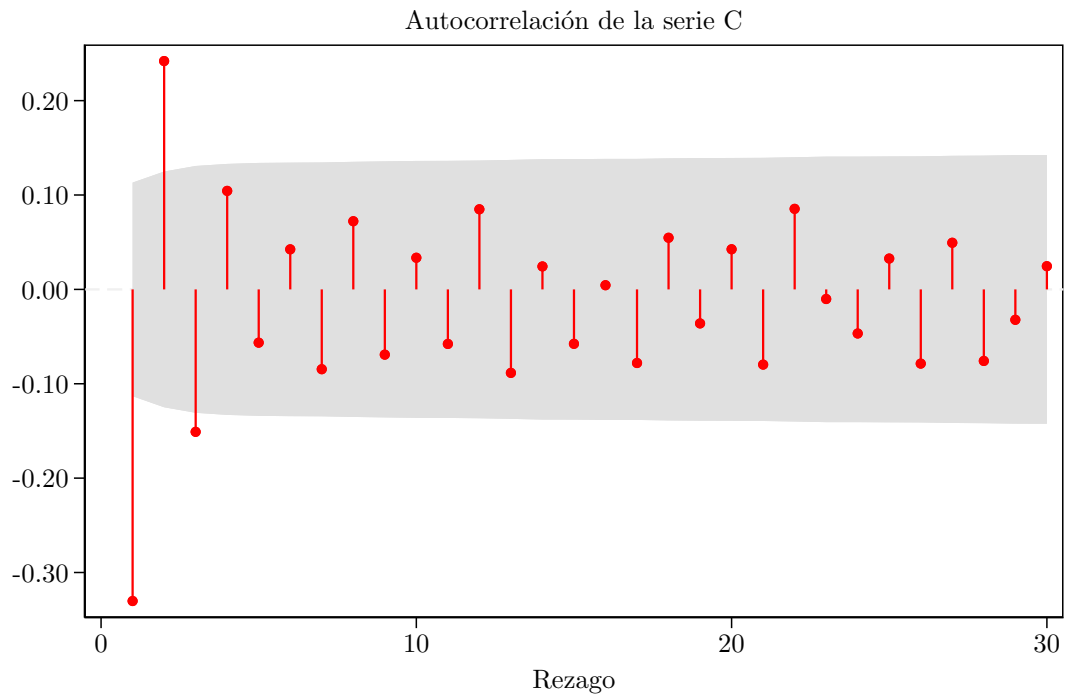
Aplicamos el test de Phillips-Perron para raíces unitarias obteniendo los siguientes resultados:

| Phillips-Perron para raíces unitarias | |
|---------------------------------------|---------|
| Estadístico de Phillips-Perron | -23.725 |
| Valor-p | 0.0000 |

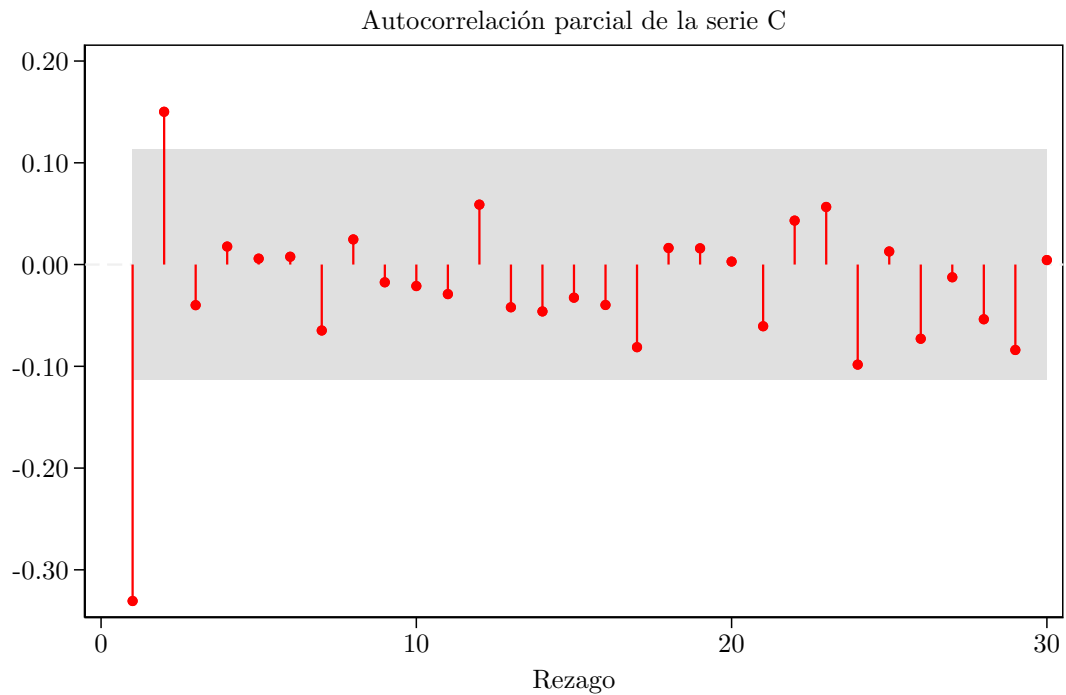
Con este valor-p rechazamos la hipótesis nula, por lo tanto, existe suficiente evidencia estadística para afirmar que la serie es estacionaria, pudiendo continuar con nuestro análisis. También podemos decir que el efecto de los shocks se disipará al avanzar el tiempo y que el valor inicial de la serie no afectará el comportamiento futuro de esta.

Criterio de Box Jenkins para la serie C.

En esta sección exponemos los resultados de la computación y visualización vía comando de los autocorrelogramas totales y parciales de la serie C. Como mencionamos anteriormente, lo deducido mediante Criterio de Box-Jenkins lo usaremos sólo como una referencia.



El autocorrelograma de la serie parece mostrar evidencia de un componente MA, ya que la memoria se disipa súbitamente. La intermitencia entre valores positivos y negativos también puede ser vista como evidencia de componente autorregresivo. Por otra parte, el número de rezagos significativos es de tres.



En caso de haber mostrado mayor evidencia de proceso MA, la autocorrelación se habría disipado suavemente. En el autocorrelograma parcial no podemos observar un patrón claro, por lo que concluimos que existe evidencia aparte de modelo ARMA, sin saber el orden de este.

Criterio de Información.

En este punto estimamos mediante máxima verosimilitud todos los posibles modelos $\text{ARMA}(p, q)$, $\forall p, q \leq 4$ para la serie C. Lo anterior, mediante comando “arima”. Por criterio de menor BIC escogemos el modelo $\text{ARMA}(4, 2)$, en línea con nuestras sospechas en el Criterio de Box-Jenkins.

Test de Ruido Blanco para los residuos estimados de la serie C.

Las hipótesis son las siguientes:

$$\begin{aligned} H_0 &: \text{Los errores predichos siguen un proceso de ruido blanco.} \\ H_1 &: \text{Los errores predichos no siguen un proceso de ruido blanco.} \end{aligned}$$

Aplicamos el test de Portmanteau, obteniendo los siguientes resultados:

| Test de Portmanteau para ruido blanco | |
|---------------------------------------|-------|
| Estadístico de Portmanteau (Q) | 48.86 |
| Valor-p ($Q \sim \chi^2(80)$) | 0.97 |

Debido a que el valor-p es mayor a nuestra tolerancia no rechazamos que la serie sigue un proceso de ruido blanco, por lo que nuestra estimación queda validada.

Test de Breusch-Godfrey para los residuos estimados de la serie C.

Luego de obtener la estimación de los residuos, regresamos estos contra un gran número de autorezagos para no estimar sesgadamente.

Las hipótesis son las siguientes:

$$\begin{aligned} H_0 &: \text{Los errores predichos no presentan correlación serial.} \\ H_1 &: \text{Los errores predichos presentan correlación serial.} \end{aligned}$$

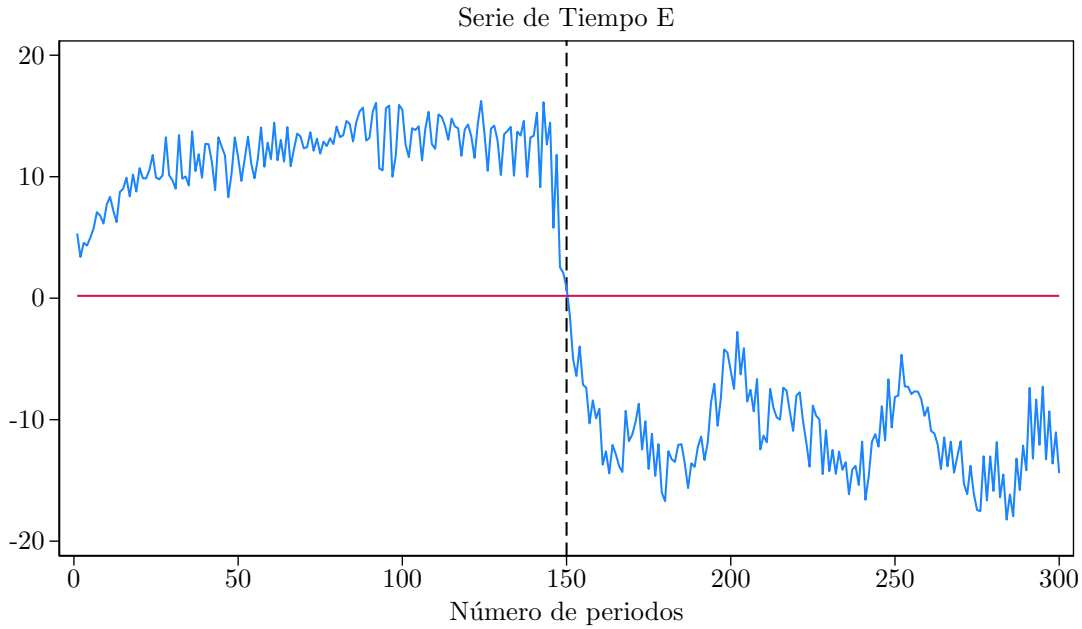
Aplicamos el test de Portmanteau, obteniendo los siguientes resultados:

| Test de Breusch-Godfrey para ruido blanco | |
|---|-------|
| Estadístico | 0.081 |
| Valor-p ($Q \sim \chi^2(1)$) | 0.77 |

Debido a que el valor-p es mayor a nuestra tolerancia no rechazamos que la serie sigue un proceso de ruido blanco, por lo que nuestra estimación queda validada.

Análisis gráfico de la serie E.

Para esta serie es de especial relevancia el análisis gráfico, ya que esto determina posibles decisiones metodológicas. A continuación, se grafica la serie junto a su media incondicional muestral.



Añadimos un corte arbitrario de tramos. Con este apoyo visual podemos ver que la serie no parece cumplir con estacionariedad, ya que la media de la serie parece depender del tiempo. También se aprecia que el proceso está caracterizado por representaciones distintas. Examinaciones a mayor profundidad hacen saltar a la luz una aparente estacionalidad y una evidente no ergodicidad, ya que lo que ocurre alrededor del periodo 150 afecta de forma definitiva el nivel de la serie. Preliminarmente, modelar por tramos nos parece el mejor enfoque.

Test de Ruido Blanco para el primer tramo de la serie E.

A continuación, realizaremos el primer test aplicado sobre el tramo 1 de la serie E; el test de ruido blanco. El diseño de las hipótesis del test corresponde al siguiente:

$$\begin{aligned} H_0 &: \text{La serie es un proceso de ruido blanco.} \\ H_1 &: \text{La serie no es un proceso de ruido blanco.} \end{aligned}$$

Se aplica el test de Portmanteu, obteniendo los siguientes resultados:

| Test de Portmanteau para ruido blanco | |
|---------------------------------------|----------|
| Estadístico de Portmanteau (Q) | 621.4891 |
| Valor-p ($Q \sim \chi^2(80)$) | 0.0000 |

Como el valor-p es menor a nuestra tolerancia estadística, rechazamos la hipótesis nula, por lo tanto, existe suficiente evidencia estadística para afirmar que la serie en este tramo no sigue un proceso de ruido blanco. Podemos estar seguros de que la serie tiene un grado de predictibilidad que podemos explotar.

Test de Raíces unitarias para el primer tramo de la serie E.

En esta sección validaremos la estacionariedad de la serie mediante el test de raíces unitarias.

El diseño de las hipótesis del test está dado por:

H_0 : La serie es de raíz unitaria, i.e., no es estacionaria.

H_1 : La serie es estacionaria.

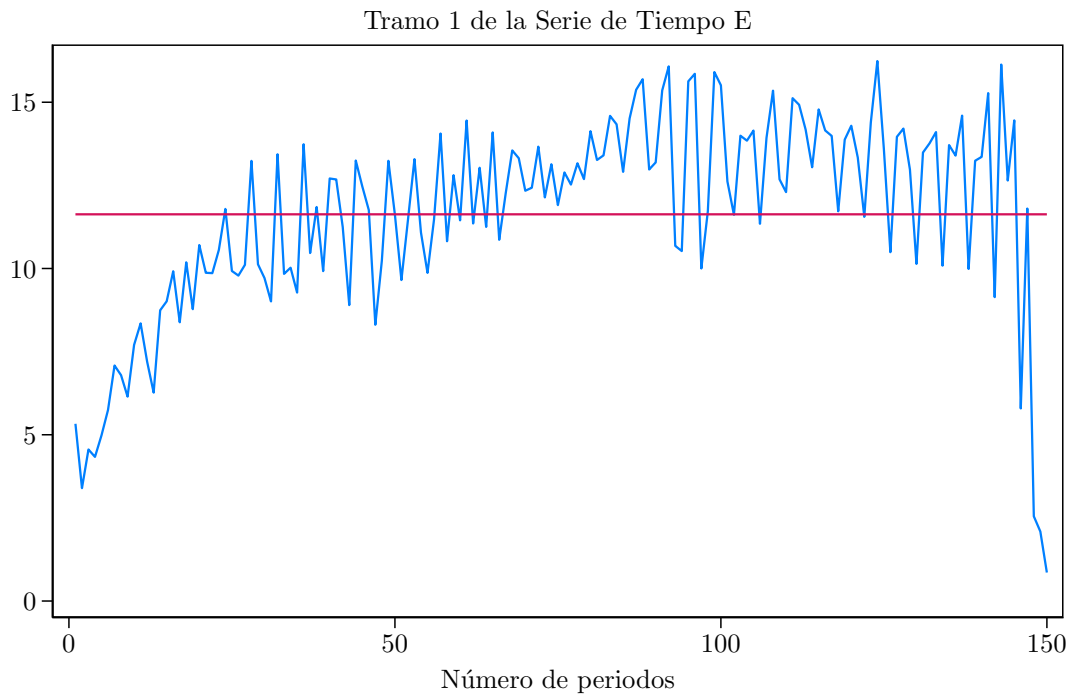
Aplicamos el test de Phillips-Perron para raíces unitarias obteniendo los siguientes resultados:

| Phillips-Perron para raíces unitarias | |
|---------------------------------------|--------|
| Estadístico de Phillips-Perron | -4.943 |
| Valor-p | 0.0000 |

Con este valor-p no rechazamos la hipótesis nula, por lo tanto, existe suficiente evidencia estadística para afirmar que la serie no es estacionaria, confirmando nuestras sospechas provenientes desde nuestro análisis gráfico. Por lo tanto, separaremos por tramos.

Análisis gráfico del tramo 1 de la serie E.

Graficamos el tramo 1 junto a su media incondicional y podemos notar que esta es constante en este tramo.



Test de Ruido Blanco para la serie E.

A continuación, realizaremos el primer test aplicado sobre el tramo 1 de la serie E; el test de ruido blanco. El diseño de las hipótesis del test corresponde al siguiente:

$$H_0 : \text{La serie es un proceso de ruido blanco.}$$

$$H_1 : \text{La serie no es un proceso de ruido blanco.}$$

Se aplica el test de Portmanteau, obteniendo los siguientes resultados:

| Test de Portmanteau para ruido blanco | |
|---------------------------------------|------------|
| Estadístico de Portmanteau (Q) | 10053.0773 |
| Valor-p ($Q \sim \chi^2(80)$) | 0.0000 |

Como el valor-p es menor a nuestra tolerancia estadística, rechazamos la hipótesis nula, por lo tanto, existe suficiente evidencia estadística para afirmar que la serie no sigue un proceso de ruido blanco. Podemos estar seguros de que la serie tiene un grado de predictibilidad que podemos explotar.

Test de Raíces unitarias para la serie E.

En esta sección validaremos la estacionariedad de la serie mediante el test de raíces unitarias.

El diseño de las hipótesis del test está dado por:

H_0 : La serie es de raíz unitaria, i.e., no es estacionaria.

H_1 : La serie es estacionaria.

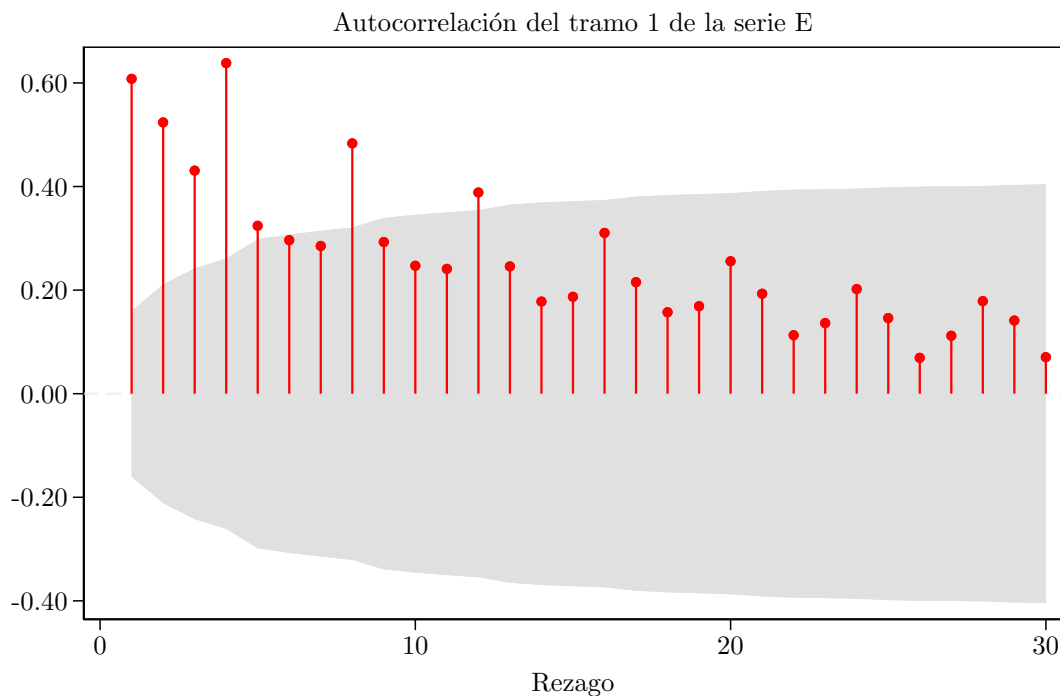
Aplicamos el test de Phillips-Perron para raíces unitarias obteniendo los siguientes resultados:

| Phillips-Perron para raíces unitarias | |
|---------------------------------------|--------|
| Estadístico de Phillips-Perron | -0.935 |
| Valor-p | 0.7762 |

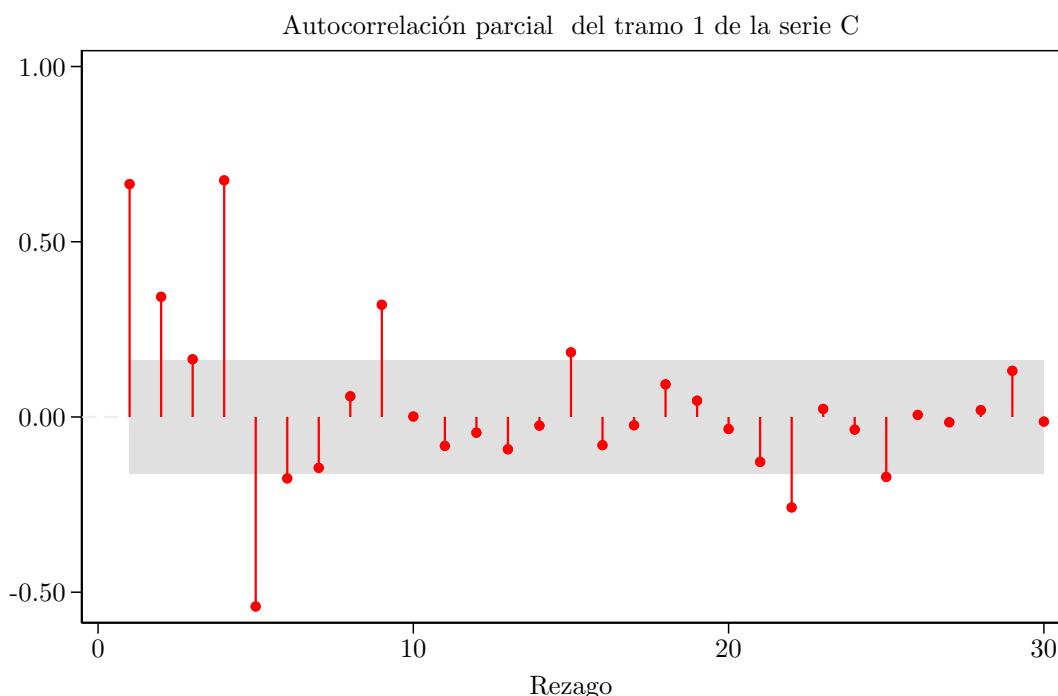
Con este valor-p no rechazamos la hipótesis nula, por lo tanto, existe suficiente evidencia estadística para afirmar que la serie es estacionaria en este tramo.

Criterio de Box Jenkins para el tramo 1 de la serie E.

En esta sección exponemos los resultados de la computación y visualización vía comando de los autocorrelogramas totales y parciales de la serie E.



Debido a la suevo disipación de la persistencia el autocorrelograma de la serie parece mostrar evidencia de un componente AR. Los parámetros parecen ser positivos. Además, debido al salto de la autocorrelación cada 4 periodos, se infiere estacionalidad. Claramente, también vemos ergodicidad al converger al intervalo de confianza.



En el autocorrelograma parcial no podemos observar un patrón claro, por lo que concluimos que existe evidencia aparte de modelo ARMA, sin saber el orden de este.

Criterio de Información.

Como sabemos que existe un componente estacional cada 4 periodos. Como no sabemos en qué periodos activar el componente estacional creamos 4 variables variable dummies que se activan cada 4 periodos y probamos cada uno de los modelos con estas variables. La primera asigna valor 1 a la primera observación, la segunda asigna valor 1 a la segunda, y así sucesivamente. Luego, estimamos mediante máxima verosimilitud todos los posibles modelos $ARMA(p, q)$, $\forall p, q \leq 4$ para la serie E, cuatro veces, corriendo cada iteración con la respectiva dummy creada. Por criterio de menor BIC escogemos el modelo AR(5) con la dummy que inicia desde la primera observación.

Como indicio de robustez, creemos haber escogido correctamente los periodos en cuál activar la estacionalidad, ya que el modelo con la dummy escogido reduce el BIC de manera considerable porcentualmente respecto a **todos los modelos probados**.

Test de Ruido Blanco para los residuos estimados del tramo 1 de la serie E.

Las hipótesis son las siguientes:

H_0 : Los errores predichos siguen un proceso de ruido blanco.
 H_1 : Los errores predichos no siguen un proceso de ruido blanco.

Aplicamos el test de Portmanteu, obteniendo los siguientes resultados:

| Test de Portmanteau para ruido blanco | |
|---------------------------------------|---------|
| Estadístico de Portmanteau (Q) | 54.1499 |
| Valor-p ($Q \sim \chi^2(70)$) | 0.9191 |

Debido a que el valor-p es mayor a nuestra tolerancia no rechazamos que la serie sigue un proceso de ruido blanco, por lo que nuestra estimación queda validada.

Test de Breusch-Godfrey para los residuos estimados del tramo 1 de la serie E.

Luego de obtener la estimación de los residuos, regresamos estos contra un gran número de autorezagos para no estimar sesgadamente.

Las hipótesis son las siguientes:

H_0 : Los errores predichos no presentan correlación serial.
 H_1 : Los errores predichos presentan correlación serial.

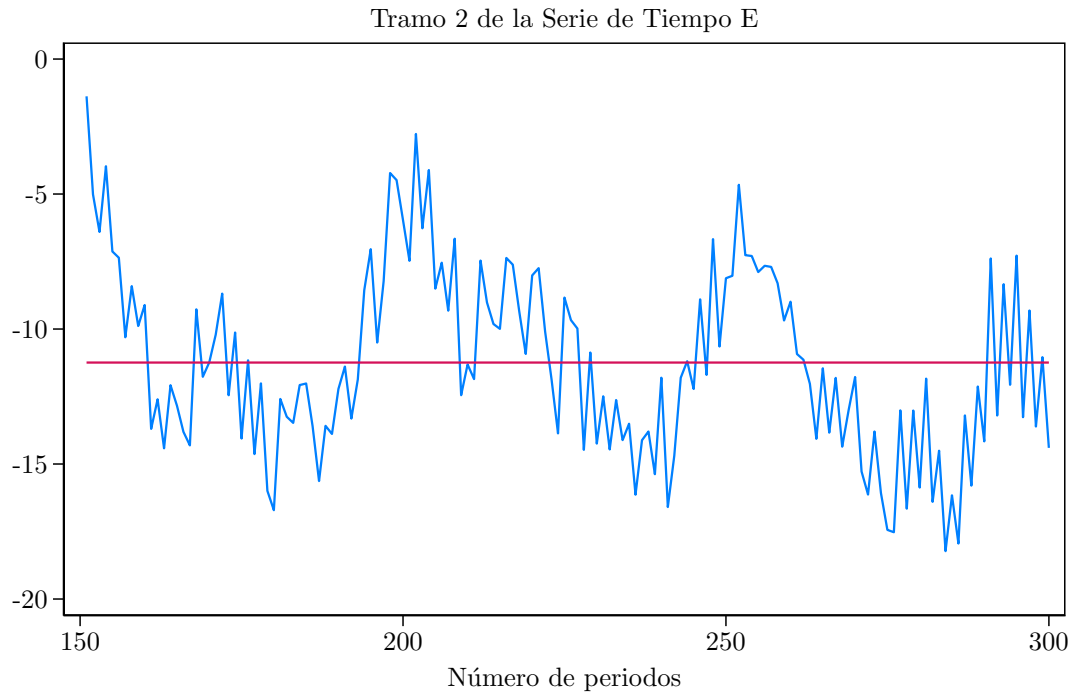
Aplicamos el test de Portmanteu, obteniendo los siguientes resultados:

| Test de Breusch-Godfrey para ruido blanco | |
|---|--------|
| Estadístico | 0.067 |
| Valor-p ($Q \sim \chi^2(1)$) | 0.7958 |

Debido a que el valor-p es mayor a nuestra tolerancia no rechazamos que la serie sigue un proceso de ruido blanco, por lo que nuestra estimación queda validada.

Análisis gráfico del tramo 2 de la serie E.

Graficamos el tramo 2 junto a su media incondicional y podemos notar que esta es constante en este tramo.



Test de Ruido Blanco para el tramo 2 de la serie E.

A continuación, realizaremos el primer test aplicado sobre el tramo 2 de la serie E; el test de ruido blanco. El diseño de las hipótesis del test corresponde al siguiente:

$$H_0 : \text{La serie es un proceso de ruido blanco.}$$

$$H_1 : \text{La serie no es un proceso de ruido blanco.}$$

Se aplica el test de Portmanteau, obteniendo los siguientes resultados:

| Test de Portmanteau para ruido blanco | |
|---------------------------------------|----------|
| Estadístico de Portmanteau (Q) | 864.2962 |
| Valor-p ($Q \sim \chi^2(80)$) | 0.0000 |

Como el valor-p es menor a nuestra tolerancia estadística, rechazamos la hipótesis nula, por lo tanto, existe suficiente evidencia estadística para afirmar que la serie no sigue un proceso de ruido blanco en este tramo. Podemos estar seguros de que la serie tiene un grado de predictibilidad que podemos explotar.

Test de Raíces unitarias para el tramo 2 de la serie E.

En esta sección validaremos la estacionariedad de la serie mediante el test de raíces unitarias.

El diseño de las hipótesis del test está dado por:

H_0 : La serie es de raíz unitaria, i.e., no es estacionaria.

H_1 : La serie es estacionaria.

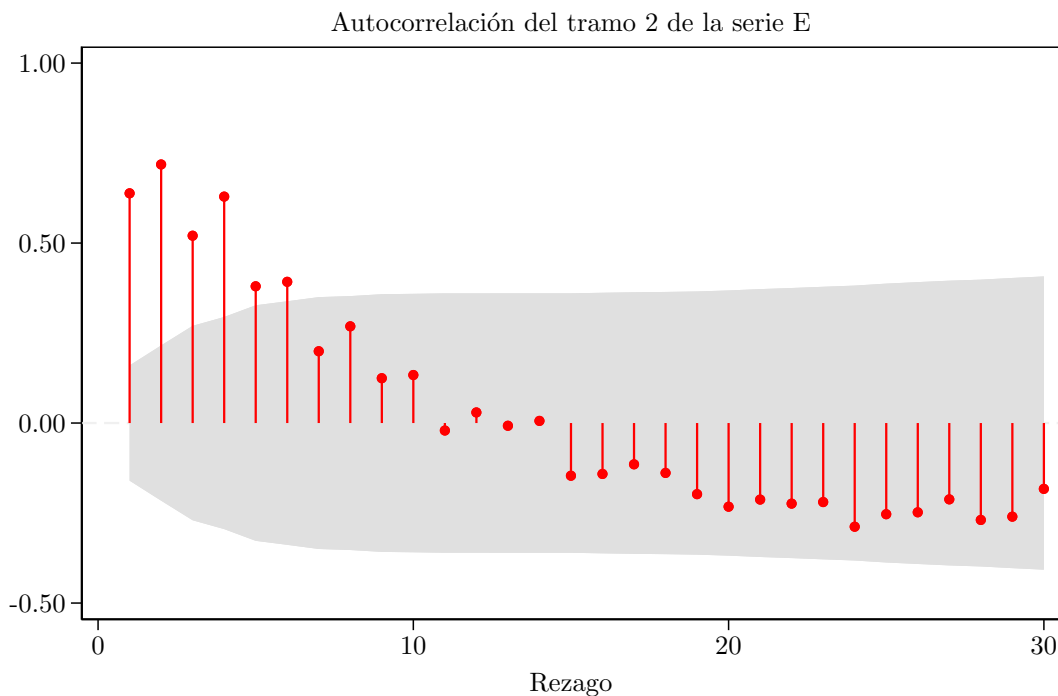
Aplicamos el test de Phillips-Perron para raíces unitarias obteniendo los siguientes resultados:

| Phillips-Perron para raíces unitarias | |
|---------------------------------------|--------|
| Estadístico de Phillips-Perron | -0.935 |
| Valor-p | 0.7762 |

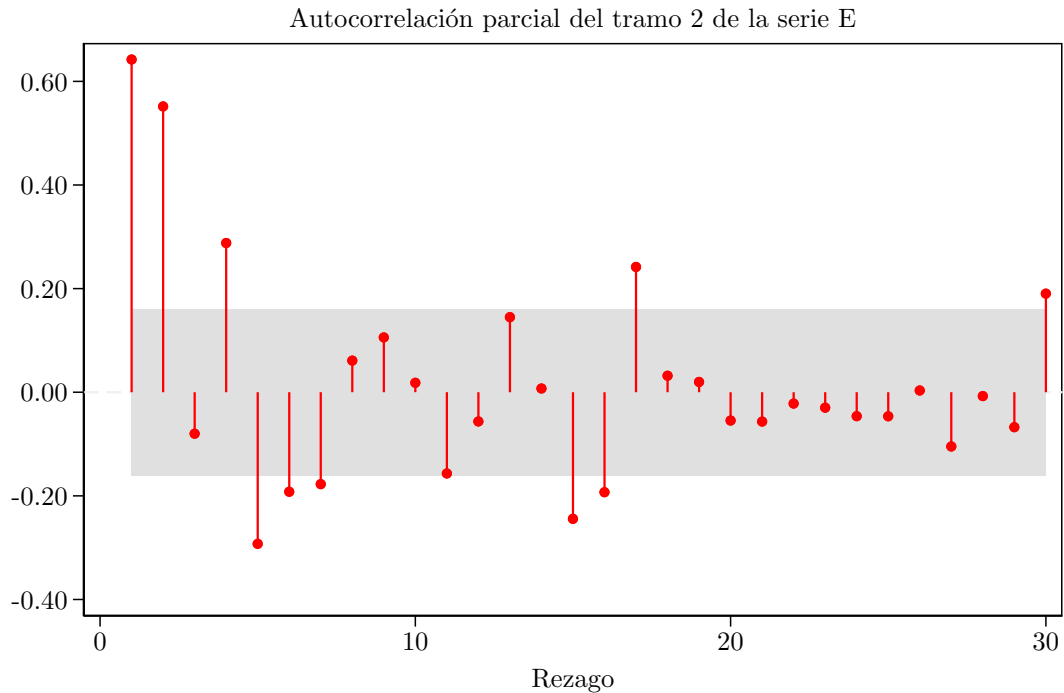
Con este valor-p no rechazamos la hipótesis nula, por lo tanto, existe suficiente evidencia estadística para afirmar que la serie es estacionaria en este tramo.

Criterio de Box Jenkins para el tramo 2 de la serie E.

En esta sección exponemos los resultados de la computación y visualización vía comando de los autocorrelogramas totales y parciales de la serie E.



Debido a la suevo disipación de la persistencia el autocorrelograma de la serie parece mostrar evidencia de un componente AR, los parámetros parecen ser positivos, debido a los saltos constantes se infiere estacionalidad cada 2 periodos y vemos ergodicidad al converger al intervalo de confianza.



En el autocorrelograma parcial no podemos observar un patrón claro, por lo que concluimos que existe evidencia aparte de modelo ARMA, sin saber el orden de este.

Criterio de Información.

En este caso creamos 2 variables variable dummies para el componente estacional. La primera parte con un 1 desde la primera observación y viceversa. Luego, estimamos mediante máxima verosimilitud todos los posibles modelos $ARMA(p, q), \forall p, q \leq 4$ para la serie E, dos veces, corriendo con cada una de las dummies creadas. Por criterio de menor BIC escogemos el modelo $ARMA(4, 3)$ con una dummy. Notamos que las estimaciones son equivalentes independiente de cuál es la dummy escogida. Sólo se requiere incluir la dummy de estacionalidad.

Test de Ruido Blanco para los residuos estimados del tramo 2 de la serie E.

Las hipótesis son las siguientes:

$$H_0 : \text{Los errores predichos siguen un proceso de ruido blanco.}$$

$$H_1 : \text{Los errores predichos no siguen un proceso de ruido blanco.}$$

Aplicamos el test de Portmanteu, obteniendo los siguientes resultados:

| Test de Portmanteau para ruido blanco | |
|---------------------------------------|---------|
| Estadístico de Portmanteau (Q) | 63.0525 |
| Valor-p ($Q \sim \chi^2(70)$) | 0.7092 |

Debido a que el valor-p es mayor a nuestra tolerancia no rechazamos que la serie sigue un proceso de ruido blanco, por lo que nuestra estimación queda validada.

Test de Breusch-Godfrey para los residuos estimados del tramo 2 de la serie E.

Luego de obtener la estimación de los residuos, regresamos estos contra un gran número de autorezagos para no estimar sesgadamente.

Las hipótesis son las siguientes:

H_0 : Los errores predichos no presentan correlación serial.

H_1 : Los errores predichos presentan correlación serial.

Aplicamos el test de Portmanteu, obteniendo los siguientes resultados:

| Test de Breusch-Godfrey para ruido blanco | |
|---|--------|
| Estadístico | 1.433 |
| Valor-p ($Q \sim \chi^2(1)$) | 0.2313 |

Debido a que el valor-p es mayor a nuestra tolerancia no rechazamos que la serie sigue un proceso de ruido blanco, por lo que nuestra estimación queda validada.

Validación final para la serie E.

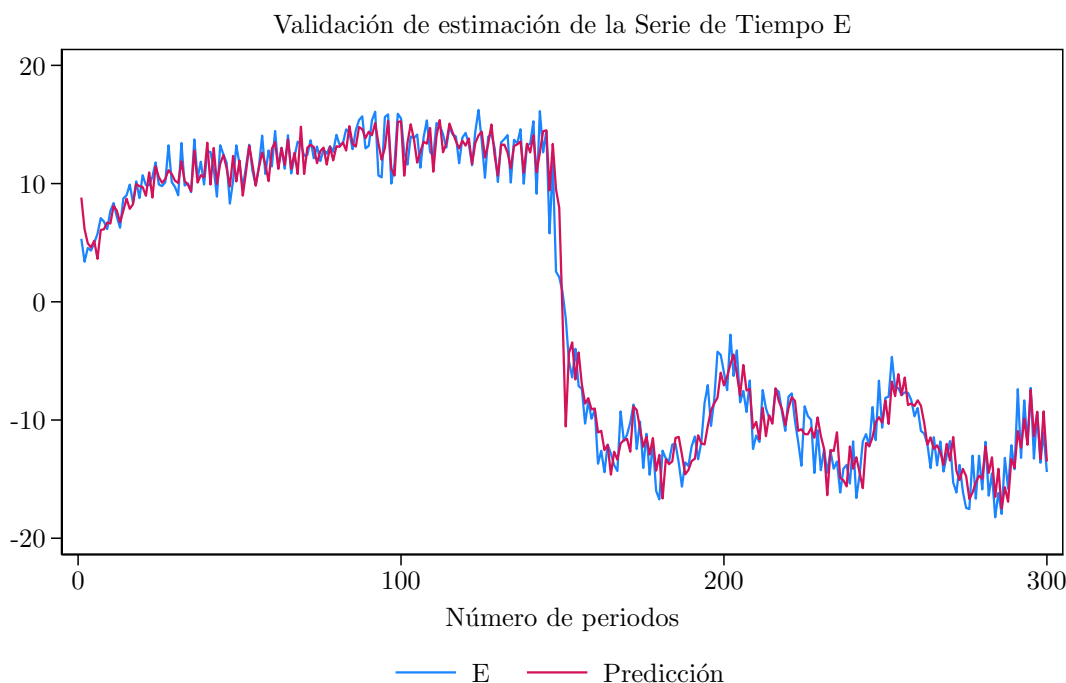
Nuestro modelo final está caracterizado por:

$$x_t = \begin{cases} \mu_1 + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \phi_3 x_{t-3} + \phi_4 x_{t-4} + \phi_5 x_{t-5} + \phi_6 d_1 + \epsilon_t & \text{si } t \leq 150 \\ \mu_2 + \theta_1 x_{t-1} + \theta_2 x_{t-2} + \theta_3 x_{t-3} + \theta_4 x_{t-4} + \epsilon_t + \theta_5 \epsilon_{t-1} + \theta_6 \epsilon_{t-2} + \theta_7 \epsilon_{t-3} + \theta_8 d_2 & \text{si } t > 150 \end{cases}$$

donde $d_1 \sim$ dummy que toma valor 1 s.s.i. t es parte de la secuencia $\{1, 5, 9, 13, \dots\}$, $\epsilon_{t-i} \sim w.n.$ $\forall i \in \mathbb{N}$ y

$$d_2 = \begin{cases} 1 & \text{si } t \text{ es múltiplo de } 2 \\ 0 & \text{e.o.c.} \end{cases}$$

Como no tenemos a disposición un test para validar la estacionalidad, estimamos y graficamos los **valores predichos dentro de muestra**. Gráficamente podemos ver que el componente estacional parece estar bien estimado.



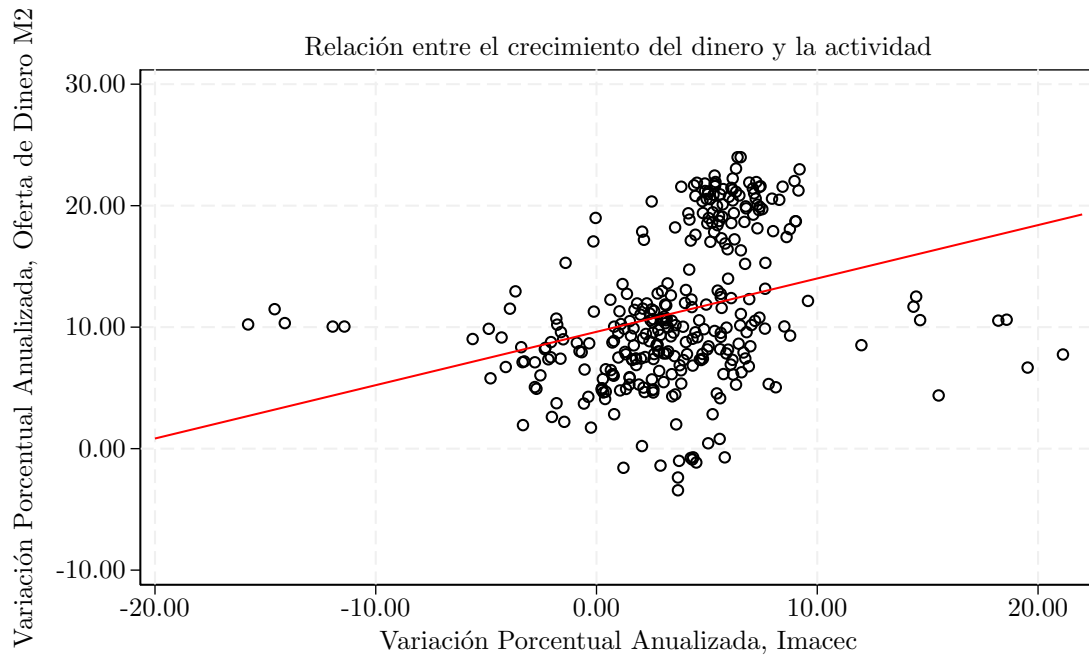
Con esta examinación visual declaramos que nuestro modelo queda validado.

Parte 2: Determinantes de la Masa Monetaria.

Pregunta 1: Gráficos de dispersión y relaciones entre variables macroeconómicas.

A continuación, conforme a lo solicitado, comenzamos nuestro análisis por una evaluación visual de las relaciones entre las variables de interés mediante gráficos de dispersión.

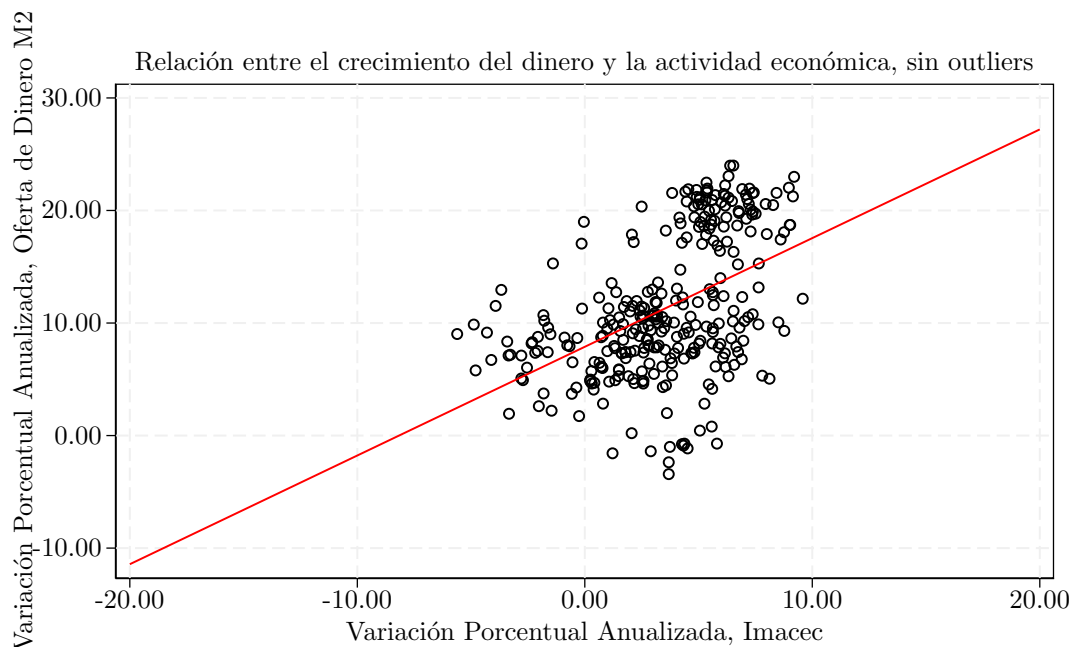
En primer lugar, graficamos la relación entre la oferta monetaria y la inflación. En el eje X podemos encontrar la inflación, definida esta como la variación porcentual anualizada del índice IMACEC, y en el eje Y podemos encontrar como el crecimiento de la oferta de dinero, definido este como la variación porcentual anualizada del agregado monetario M2. El agregado monetario M2, a diferencia de otros agregados, incluye el nivel nacional de depósitos menos líquidos que también podrían ser considerados como un activo de intercambio, como es el caso de los depósitos a plazo.



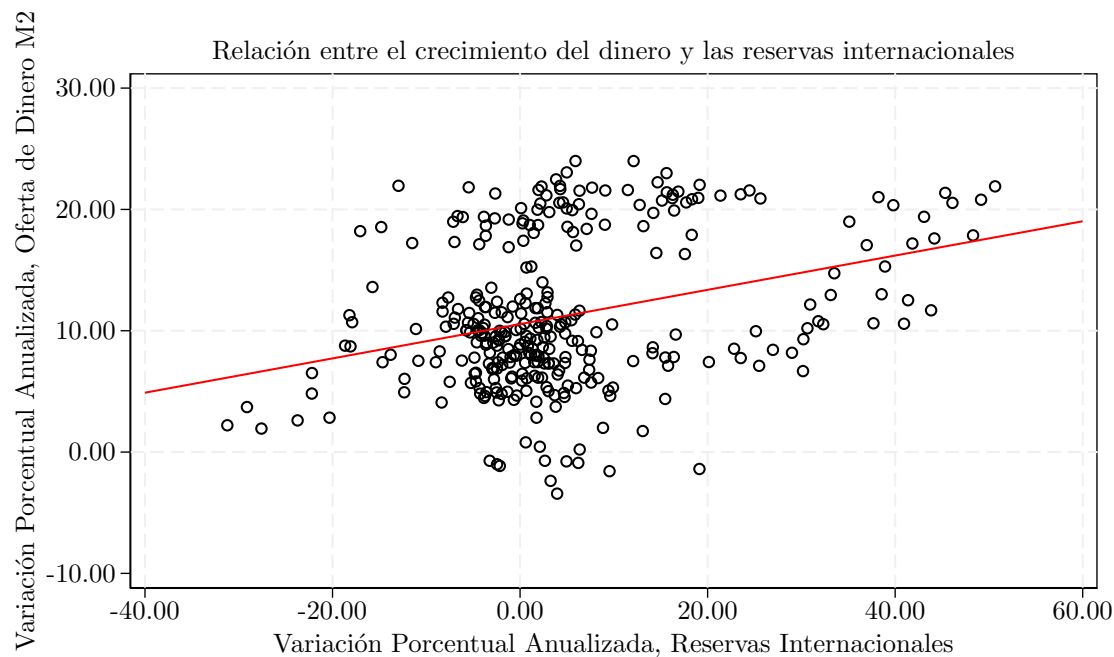
Podemos observar una clara relación positiva entre la variación del nivel de actividad y la variación de la oferta de dinero. Esto queda reflejado en la proyección lineal resultante de una regresión lineal entre las variables, representado por la recta de color roja. También podemos observar que la pendiente de esta proyección está ampliamente influenciada por los valores extremos. Es decir, la correlación es altamente sensible a valores outliers.

En general, cuando la actividad económica aumenta, también lo hace la oferta de dinero. Sin embargo, durante periodos excepcionales, la actividad económica presenta un gran aumento mientras que la oferta de dinero no tanto. Asimismo, durante periodos excepcionales la actividad económica sufre caídas severas, mientras que la oferta de dinero no lo hace. Son estos casos los que afectan considerablemente la pendiente de nuestro gráfico.

A modo de prueba, realizamos el mismo gráfico sin estos valores outliers y podemos ver que se confirma nuestra hipótesis. En tiempos normales, la recta parece ser cercana a uno, lo que se aprecia con mayor facilidad gracias a la cuadrícula de nuestro gráfico



En segundo lugar, graficamos la relación entre la oferta monetaria y el nivel de reservas internacionales. En el eje X podemos encontrar la variación porcentual anualizada del nivel de reservas internacionales, y en el eje Y podemos encontrar como el crecimiento de la oferta de dinero, definido este como la variación porcentual anualizada del agregado monetario M2.



Mientras que observamos una relación positiva entre el crecimiento anualizado de reservas internacionales, esta relación es de menor intensidad a la que presenta la oferta con el nivel de actividad, lo que es relativamente razonable tomando en consideración que la necesidad de transacción local está ampliamente relacionada con la expansión del

dinero. También observamos que esta relación presenta menor sensibilidad a casos de extremidad.

En cuanto a lo que podemos afirmar mediante la teoría económica, podemos hacer uso de la conocida ecuación de la Teoría Cuantitativa del Dinero, dada por:

$$M \cdot V = P \cdot Y$$

De esta relación, podemos demostrar que:

$$\log(m_t) - \log(m_{t-1}) = \log(p_t) - \log(p_{t-1}) + \log(y_t) - \log(y_{t-1}) - \log(v_t) - \log(v_{t-1})$$

Donde la condición de equilibrio constantemente presente en esta relación es que ante un aumento de la oferta monetaria M ($M2$) también debería aumentar la actividad económica Y (Imacec), si y sólo si, todo lo demás sigue constante. La teoría cuantitativa del dinero adicionalmente establece que existe una relación inversa entre la velocidad del dinero y la tasa de interés nominal de la economía.

Podemos asumir que durante periodos normales la tasa de interés de la economía se encuentra relativamente constante. De esta forma, el cambio de la velocidad del dinero es inexistente. Reconociendo el hecho de que la tasa de interés es una herramienta de control de precios, también podemos decir que periodos de velocidad constante se asocian con periodos de relativa estabilidad de precio. Justamente, esto es lo que observamos al graficar la relación sin datos extremos. La pendiente es cercana igual a uno, reflejando lo que señala la teoría cuantitativa del dinero durante periodos normales: ante velocidad y precios constantes, el cambio del nivel de actividad y el cambio en la oferta de dinero presentan relación uno a uno.

Asociamos los periodos de observaciones extremas a shocks. En general, la tasa de interés responde a los shocks que enfrenta la economía y la oferta de dinero responde a la tasa de interés. Actividad económica expansiva junto a oferta de dinero relativamente invariante podría corresponder a un shock expansivo de oferta donde la política monetaria no alcanza a reaccionar. Los periodos que presentan estas características son periodos donde se observaron los retiros de fondos previsionales, mientras la actividad económica depresiva con oferta de dinero invariante se asoció al shock sufrido al principio de la pandemia. En ambos casos, la política monetaria actuó de forma rezagada.

En cuanto a lo que podemos afirmar mediante la teoría económica relativo al nivel de reservas ... Primero, existe una relación entre la base monetaria y las reservas, que es la siguiente: $H = E + R$. Si bien, oferta y base monetaria son dos cosas algo distintas, la base puede ser un buen proxy del M2, por tanto, extremando el argumento, podemos establecer lo siguiente: $M2 = E + R$. De hecho, no se puede mover la reservas sin mover la base, en este caso M2, por lo que, esto reafirma la relación, sin embargo, no es 1:1 por el efecto de tipo de cambio.

Pregunta 2: Estimación modelo AR(2) por matriz HAC

En este apartado estimamos el modelo indicado mediante estimación con matriz HAC. Este método procede a realizar estimaciones mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios con una corrección a la estimación consistente de la matriz de varianza-covarianza de las observaciones, con motivos de realizar una inferencia estadística robusta a la

heterocedasticidad y autocorrelación.

El modelo está dado por:

$$M_{2t} = c + \varphi_1 M_{2t-1} + \varphi_2 M_{2t-2} + \epsilon_t \quad (1)$$

Donde M_2 corresponde a la variación (en %) del nivel del M2 con respecto al mismo periodo del año anterior.

A continuación, obtuvimos los siguientes resultados (considere que los errores estándar y valores-p están corregidos por matriz Σ con violaciones de OLS):

| VARIABLES | (1) M2 |
|--------------------------------|-----------------------|
| L.M2 | 1.271*** (0.0736) |
| L2.M2 | -0.309*** (0.0753) |
| Constant | 0.396** (0.157) |
| Observations | 318 |
| Errores estándar en paréntesis | |
| *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 | |

Podemos ver, que todos los coeficientes son significativos individualmente al 5 %, nuestro nivel de tolerancia definido en el item anterior. Sin embargo, independiente de la significancia individual siempre pondremos foco en la significancia conjunta y particularmente en un contexto de series temporales. En este sentido, estalecemos las siguientes hipótesis para el test de Fisher para significancia conjunta:

H_0 : Los coeficientes no son significativos conjuntamente.

H_1 : Los coeficientes son significativos conjuntamente

Los resultados del test estadísticos son:

| | |
|------------------------------------|-------|
| Test F para significancia conjunta | |
| Prob > F | 0.000 |

En síntesis, debido a la realización de valor-p obtenida, podemos concluir que nuestro modelo es significativo estadístico al menos en su estimación.

En línea con la metodología establecida y llevada a cabo en el primer ítem, el siguiente paso es testear si existe estacionariedad, ya que el modelo autorregresivo requiere de esta condición. Para esto, nuevamente realizamos un

test de raíces unitarias con las siguientes hipótesis:

H_0 : La serie es de raíz unitaria, i.e., no es estacionaria.

H_1 : La serie es estacionaria.

Aplicamos el test de Phillips-Perron para raíces unitarias obteniendo los siguientes resultados:

| Phillips-Perron para raíces unitarias | |
|---------------------------------------|--------|
| Estadístico de Phillips-Perron | -3.018 |
| Valor-p | 0.0332 |

Podemos ver el *pvalue* que es menor a 5 %, por tanto, podemos rechazar que la serie es de raíz unitaria, por tanto, también podemos establecer que es una serie ergódica, ya que estacionariedad implica ergodicidad¹. A continuación procederemos a estimar el mismo modelo, pero solo corrigiendo por heterosedasticidad.

| VARIABLES | (1) M2 |
|---------------------------------------|-----------------------|
| L.M2 | 1.271*** (0.0608) |
| L2.M2 | -0.309*** (0.0595) |
| Constant | 0.396** (0.160) |
| Observations | 318 |
| R-squared | 0.950 |
| Robust standard errors in parentheses | |
| *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 | |

La única diferencia con el *ouput* anterior son sus errores estándar, donde estos son menor con esta especificación.

Pregunta 3: $E(M2_t)$, $Var(M2_t)$ y $E(M2_t | \Omega_{t-1})$.

Para contestar a esta pregunta realizaremos dos pasos. En primer lugar, resolveremos algebraicamente la expresión para los momentos solicitados. En segundo lugar, usaremos la estimación de nuestro modelo para responder empíricamente a esta pregunta.

Considerando que nuestro modelo está dado por (1), resolvemos algebraicamente la expresión para la esperanza incondicional:

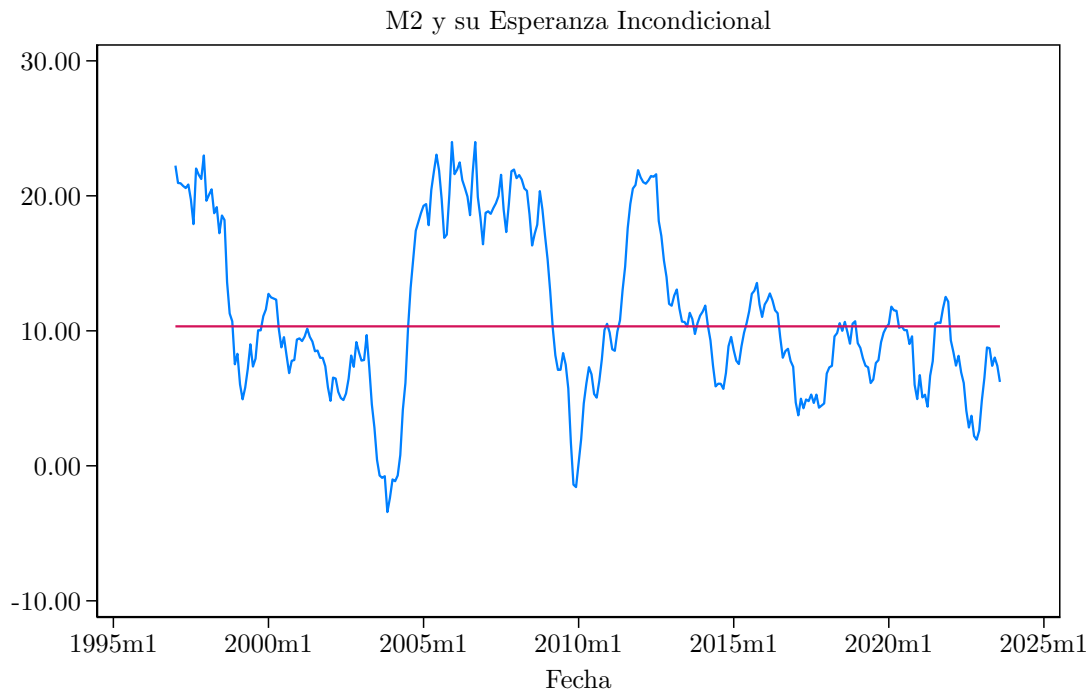
$$E[M2_t] = c + \varphi_1 E[M2_{t-1}] + \varphi_2 E[M2_{t-2}] + E[e_t] \quad (2)$$

¹Esta implicancia no es bidireccional, es sólo unidireccional.

Usando estacionariedad:

$$\begin{aligned}
 E[M2] &= c + \varphi_1 E[M2_{t-1}] + \varphi_2 E[M2_{t-2}] + E[e_t] \\
 &= \frac{c}{1 - \varphi_1 - \varphi_2} \\
 &= \frac{0,396}{1 - 1,271 + 0,309} \\
 &= 10,33
 \end{aligned}$$

De forma de chequear visual y numéricamente nuestro cálculo graficamos la media incondicional proceso, la cuál fue generada mediante aplicación de la esperanza al proceso. Recordar que ya comprobamos que la media es un valor $\mu \forall t$.



Para calcular la varianza, representaremos el proceso anteriormente descrito como su desvío ante la media. Sea $u = E[M2_t]$, $e_{t-i} = \epsilon_{t-i} \forall i$ y $M2_{t-i} - u = \tilde{M2}_{t-i} \forall i$, usando los resultados anteriores:

$$\begin{aligned}
M2_t - u &= \varphi_1(M2_{t-1} - u) + \varphi_2(M2_{t-2} - u) + e_t \\
\tilde{M}2_t &= \varphi_1\tilde{M}2_{t-1} + \varphi_2\tilde{M}2_{t-2} + e_t \\
Var(\tilde{M}2_t) &= E[\varphi_1\tilde{M}2_{t-1} + \varphi_2\tilde{M}2_{t-2} + e_t]^2 \\
&= \varphi_1^2\tilde{M}2_{t-1}^2 + \varphi_2^2\tilde{M}2_{t-2}^2 + e_t^2 + 2\varphi_1\tilde{M}2_{t-1}e_t + 2\varphi_1\tilde{M}2_{t-1}\varphi_2\tilde{M}2_{t-2} + 2\varphi_2\tilde{M}2_{t-2}e_t \\
&= \varphi_1^2\gamma_0 + \varphi_2^2\gamma_0 + 2\varphi_1\varphi_2\gamma_1 + \sigma^2
\end{aligned}$$

En síntesis:

$$E[*] = \varphi_1^2\gamma_0 + \varphi_2^2\gamma_0 + 2\varphi_1\varphi_2\gamma_1 + \sigma^2 \quad (3)$$

Considere también que:

$$\begin{aligned}
\gamma_1 &= E[\tilde{M}2_t\tilde{M}2_{t-1}] \\
&= E[(\varphi_1\tilde{M}2_{t-1} + \varphi_2\tilde{M}2_{t-2} + e_t)(\tilde{M}2_{t-1})]
\end{aligned}$$

En síntesis:

$$\gamma_1 = \varphi_1\gamma_0 + \varphi_2\gamma_1 \quad (4)$$

Haciendo uso de (3) y (4) llegamos a:

$$\gamma_0 = \frac{(1 - \varphi_2)\sigma^2}{[1 + \varphi_2](1 - \varphi_2)^2 - \varphi_1^2} \quad (5)$$

La media condicional al set de información está dada por:

$$E[M2_t] = c + \varphi_1M2_{t-1} + \varphi_2M2_{t-2} \quad (6)$$

Pregunta 4: Estimación modelo AR(2), agregando la variable COVID.

El modelo en este apartado está dado por:

$$M2_t = c + \varphi_1M2_{t-1} + \varphi_2M2_{t-2} + \varphi_3 * COVID + \varphi_4COVID * M2_{t-1} + \varphi_5COVID * M2_{t-2} + e_t \quad (7)$$

La estimación arrojó los siguientes resultados:

| VARIABLES | (1) M2 |
|--------------------------------|-----------------------|
| L.M2 | 1.289*** (0.0779) |
| L2.M2 | -0.326*** (0.0794) |
| covid | 1.329** (0.671) |
| covid_L | -0.324** (0.146) |
| covid_L2 | 0.153 (0.176) |
| Constant | 0.400** (0.161) |
| Observations | 318 |
| Standard errors in parentheses | |
| *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 | |

Primero que todo, la mayoría de las variables son significativas, al menos al 5 %. Sólo $covid_{t-2}$ no es significativa.

En cuanto a la interpretación general de los parámetros en un periodo cualquiera, la cantidad vigente de $M2$ en un mes particular está afectada fuertemente por la cantidad de dinero vigente el mes anterior, para ser más específico tiene un efecto mayor que 1.

En cuanto a la interpretación del parámetro φ_3 , esta representa el efecto nivel que la pandemia del Covid tuvo sobre la oferta de dinero. En particular, el banco central al principio de la pandemia tomó un enfoque de política monetaria expansiva, reflejándose desde un primer momento. Este efecto estaría capturado por esta variable. Efectivamente, la pandemia significó un aumento promedio 1.32 puntos porcentuales.

En cuanto a la interpretación del parámetro φ_4 , este refleja la dinámica de la oferta monetaria. Si bien, desde un primer momento se reflejaron los efectos niveles sobre la oferta, no sólo el nivel fue afectado, sino que su trayectoria y, por ende, los efectos que periodo fue presentando la inflación sobre los subsiguientes. Asimismo, estas interpretaciones se extienden al parámetro φ_5 , capturando este un mayor efecto de persistencia de los cambios a través del tiempo durante esta crisis. Adicionalmente, esto tiene un correlato en los retiros/ayudas sociales que generaron un aumento considerable del dinero líquido en la economía.

Pregunta 5: Estimación modelo AR(2), agregando las variables Y_t y R_t

El modelo en este apartado está dado por:

$$M2_t = c + \varphi_1 M2_{t-1} + \varphi_2 M2_{t-2} + \varphi_3 * COVID + \varphi_4 COVID * M2_{t-1} + \varphi_5 COVID * M2_{t-2} + \varphi_6 Y_t + \varphi_7 Y_{t-1} + \varphi_8 R_t + \varphi_9 R_{t-1} + e_t \quad (8)$$

La estimación arrojó los siguientes resultados:

| VARIABLES | (1) M2 |
|--------------------------------|-----------------------|
| L.M2 | 1.267*** (0.0790) |
| L2.M2 | -0.318*** (0.0787) |
| covid | 0.336 (0.860) |
| covid_L | -0.425*** (0.145) |
| covid_L2 | 0.348* (0.196) |
| Yt | -0.000324 (0.0389) |
| L.Yt | 0.0487 (0.0390) |
| Rt | 0.0389** (0.0180) |
| L.Rt | -0.0339* (0.0174) |
| Constant | 0.377** (0.167) |
| Observations | 317 |
| Standard errors in parentheses | |
| *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 | |

En cuanto a las nuevas variables incorporadas, el crecimiento del nivel de actividad económica no es significativo, ni tampoco su rezago. En cambio, el crecimiento de las reservas internacionales y su rezago sí lo son a distintos niveles de significancia. Todo lo demás es significativo, tal como se muestra en la tabla. También importante, recalcar que cuando estamos trabajando con series temporales nos es de especial interés la significancia conjunta por sobre la individual, la cual tiene asociada un valor-p ($Prob>F$) igual a 0.000. Es importante resaltar que toda variable incorporada cumple una función de control.

En cuanto a la interpretación del parámetro φ_6 este se interpreta como el efecto del crecimiento del nivel de actividad, asociado a la inminente necesidad de transacción, en la expansión del dinero. φ_7 representa como el efecto rezagado, φ_8 representa cuánto de esta expansión se asocia a un aumento en la acumulación de reservas internacionales producto de la expansión del balance del Banco Central y φ_9 cuánto de esta expansión se debe a expansiones de periodos anteriores.

Vemos que hay una relación positiva entre el crecimiento de las reservas internacionales vigentes y el crecimiento de M2 vigente, y una relación negativa con el rezago de las reservas también. Pero vemos que la magnitud no es tan fuerte, de hecho puede llegar a ser despreciable, esto puede deberse a que ante un aumento del nivel de requerimientos de reservas por parte del Banco Central, la institución compra dólares y entrega pesos, aumenta M2,

quizás por la volatilidad intrínseca del valor del dolar, puede hacer variar o generar un descalza en el valor de la reservas que le de un impacto negativo al M2 por parte $L.R_t$.

El impacto del IMACEC en el M2, tampoco es tan contundente, su rezago es un poco más importante y le de empuje al M2, eso igual se explicita con la teoría cuantitativa del dinero. El impacto por parte de esta variable puede deberse a que el IMACEC no es lineal, exponencial o decreciente dada la ventana de tiempo, por tanto, no es una medida que quizás puede respaldarse fielmente con la teoría cuantitativa del dinero.

Pregunta 6: Relación con pregunta 1.

Parte de esto fue contestado en la pregunta anterior, pero a modo de síntesis, las reservas tienen una relación positiva con el M2, tal como se ve en la gráfica, donde su pendiente no es tan pronunciada, tal como se aprecia en el coeficiente donde su impacto no es tan profundo. Por otro lado, la variable que representa el Y_t , el efecto es casi nulo, pero en su rezago se ve el efecto positivo que genera en M2, quizás por temas de cómo se contabiliza el IMACEC, como se traduce en los datos, es que genera esa correlación positiva.

También debemos considerar que las respuestas de la pregunta número 1 asume *ceteris paribus*. Al estimar la forma funcional solicitado se controla este supuesto, llegando a revertir ciertos resultados. Tampoco podemos juzgar la teoría a la luz de estos resultados, ya que de todas formas nuestros modelos deberían controlar por variables adicionales, como es la tasa de interés y el nivel de precios.

Pregunta 7: Test Ruido Blanco

$$H_0 : \text{Los errores predichos siguen un proceso de ruido blanco.}$$

$$H_1 : \text{Los errores predichos no siguen un proceso de ruido blanco.}$$

Aplicamos el test de Portmanteau, obteniendo los siguientes resultados:

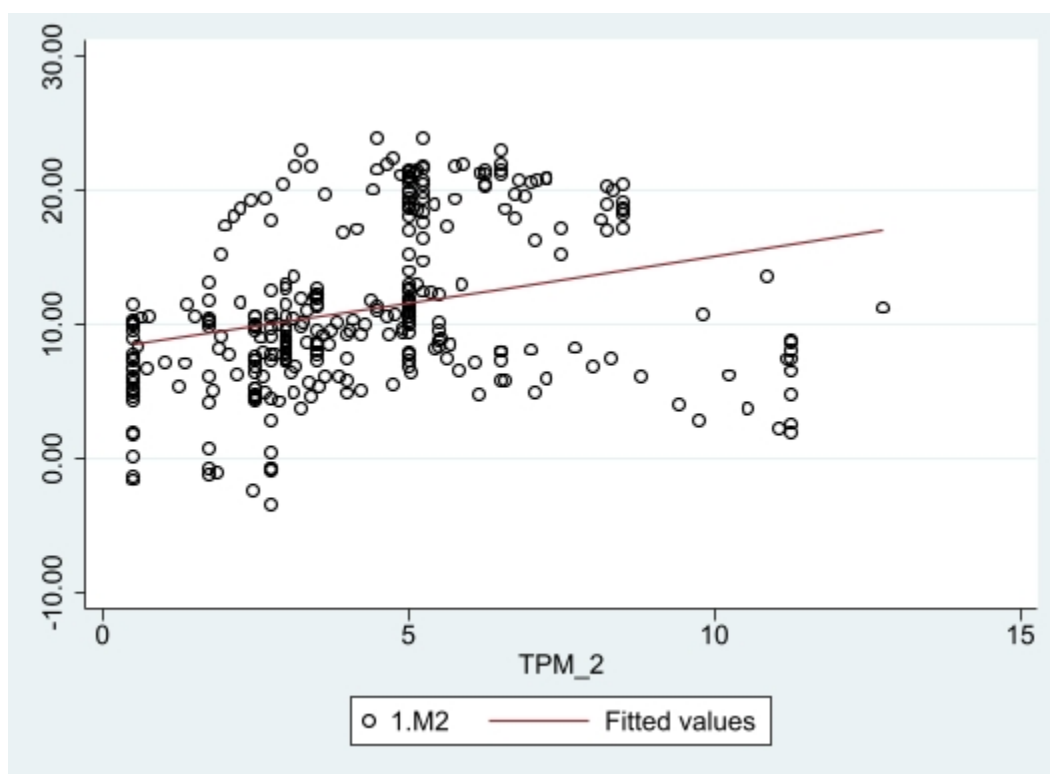
| Test de Portmanteau para ruido blanco | |
|---------------------------------------|----------|
| Estadístico de Portmanteau (Q) | 134.3621 |
| Valor-p ($Q \sim \chi^2(70)$) | 0.0001 |

Podemos concluir que la serie no sigue un proceso ruido blanco totalmente azaroso, por lo que nuestro modelo queda validado. Podemos concluir que por lo menos nuestro modelo es el correcto para representar la dinámica del proceso estocástico que caracteriza el crecimiento de la oferta de dinero.

Pregunta 8: Agregando la variable TPM al modelo

Primero, hacemos una exploración visual donde se ve una relación positiva entra la TPM y el M2. Esto tiene relato en la política monetaria donde si hay un alto M2, como sucede en épocas inflacionarias, el actuar del ente rector es subiendo la tasa. La pendiente no es tan pronunciada, esto puede deberse a que la transmisión se demora un tiempo y hay veces donde el Banco no actúa de forma inmediata por diversas razones o actuar en una magnitud 1:1, para a no afectar el rendimiento de la economía de un golpe. Asumimos, esta relación porque para ser rigurosos el Banco Central actúa en función de la inflación y no el M2, pero, basados en la teoría cuantitativa, donde dejando

algunas variables constante, linealizando se logra que, en largo plazo, se cumple $\Delta M = \Delta P$, por tanto, podemos entender como que se actúa también sobre el cambio del nivel de M2.



| VARIABLES | (1) M2 |
|--------------------------------|-----------------------|
| L.M2 | 1.315*** (0.0705) |
| L2.M2 | -0.365*** (0.0719) |
| covid | 0.451 (0.812) |
| covid_L | -0.477*** (0.137) |
| covid_L2 | 0.382** (0.184) |
| Yt | -0.0232 (0.0351) |
| L.Yt | 0.0664* (0.0378) |
| Rt | 0.0393** (0.0184) |
| L.Rt | -0.0359** (0.0178) |
| TPM_2 | -0.0276 (0.0394) |
| Constant | 0.488** (0.214) |
| Observations | 304 |
| Standard errors in parentheses | |
| *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 | |

Como se menciono arriba, en contexto de series de tiempo, es un punto relevante la significancia conjunta, la cuál para este modelo es lo siguiente: $Prob>F$ es 0.000. Para no ser redundante con la intepretación de variables, analizaremos en la TPM_2 , que es lo más novedoso. Según lo que planteamos antes, el resultado a priori es contra-intuitivo, porque deberíamos esperar una relación positiva, aún cuando el impacto de la variable no es tan grande en magnitud, la correlación tiene signo negativo. Existen argumentos para que esto salga así, primero, la tasa no se modifica todos los meses, segundo el Banco Central puede ver una subida de la inflación, pero dentro de un rango aceptable, quizás no actué y lo haga después.