



UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE YUCATÁN

SERIES DE TIEMPO

PROYECTO 1

Elaborado por:

*Alondra Elizabeth Matos
Mendoza*

Contenido

Introducción	3
Metodología Box-Jenkins	4
○ Primer modelo	4
1) Verificación de la estacionariedad	4
2) Identificación del modelo	6
3) Estimación de los parámetros	7
4) Validación del modelo	8
5) Adecuación del modelo	11
Prueba de Dickey-Fuller aumentada	12
Pronósticos	15
Anexo	16




MODELACIÓN DE UNA SERIE DE TIEMPO

Introducción

El presente documento tiene como finalidad el pronóstico del precio promedio diario de la Gasolina Premium en México para los siguientes 5 días a partir del 1 de junio del 2021.

Para la generación del modelo, la base de datos a utilizar incluye información recolectada de la Comisión Reguladora de Energía, abarcando un periodo que va desde el 1 de enero del 2017 hasta el 31 de mayo del 2021, habiendo un total de 1612 registros.

Específicamente, la base de datos es conformada por los precios promedio nacional de venta al público de a Gasolina Premium, calculados a partir de los precios reportados por los permisionarios de Estaciones de Servicio en línea de conformidad con la obligación establecida en:

-  Para el año 2017, en la Ley de Ingresos de la Federación para el Ejercicio Fiscal 2017, en el artículo 25, fracción I, inciso a)
-  Para el año 2018, en la Ley de Ingresos de la Federación para el Ejercicio Fiscal de 2018, en el artículo 26, fracción I, inciso a)
-  Para el año 2019, 2020 y 2021, en el acuerdo A/041/2018.

Cabe mencionar que, a inicios del año 2020, el brote de Covid-19 fue declarado emergencia de preocupación internacional. Por tal motivo, se espera que el precio de la Gasolina Premium muestre un comportamiento errático en la etapa inicial de la pandemia, pues al principio, la pandemia paralizó distintos aspectos productivos y, por ende, tuvo que haber impactado drásticamente el consumo de la gasolina, cuyo precio es determinado por la ley de oferta y demanda.

Respecto al ajuste y la estimación del modelo, se llevará a cabo la metodología Box-Jenkins.

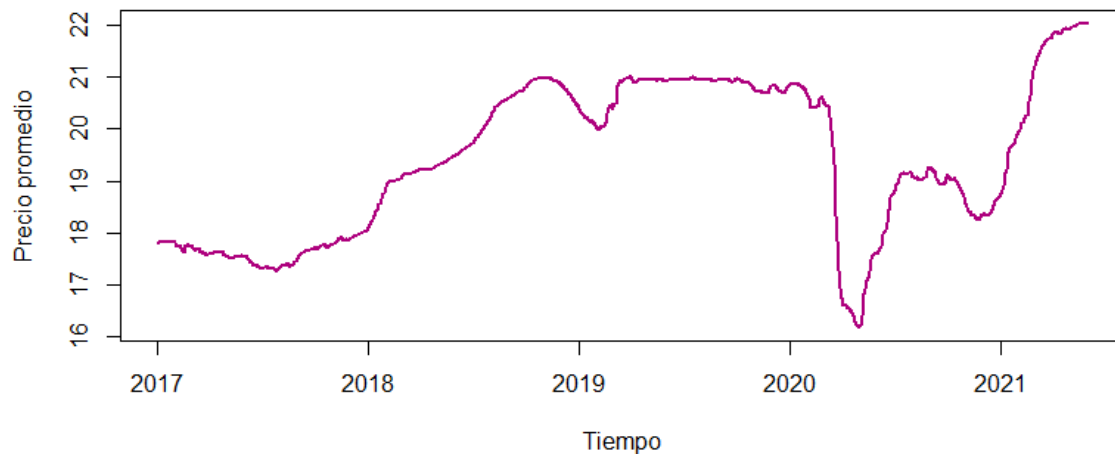
Metodología Box-Jenkins

○ Primer modelo

1) Verificación de la estacionariedad

El comportamiento que sigue la serie del precio diario de la Gasolina Premium, denotada como $\{X_t\}$, se refleja en la Figura 1.1. De dicha figura, se observa que la media no es constante a lo largo de los años, pues el precio tiende a aumentar durante los primeros años de la línea de tiempo hasta que cae abruptamente a inicios del 2020, esto posiblemente se deba a la declaración de pandemia, la cual afectaría drásticamente el precio de la Gasolina Premium. Posteriormente a dicho evento, el precio diario muestra una tendencia positiva. Por otro lado, al ser mínima la amplitud de la varianza a través del tiempo, la varianza permanece constante de principio a fin.

Figura 1.1: Precio promedio diario de la Gasolina Premium



Como la serie $\{X_t\}$ no es estacionaria debido a la falta de una media constante en el tiempo, es necesario aplicar una diferenciación para estabilizar la media y suprimir los comportamientos de tendencia.

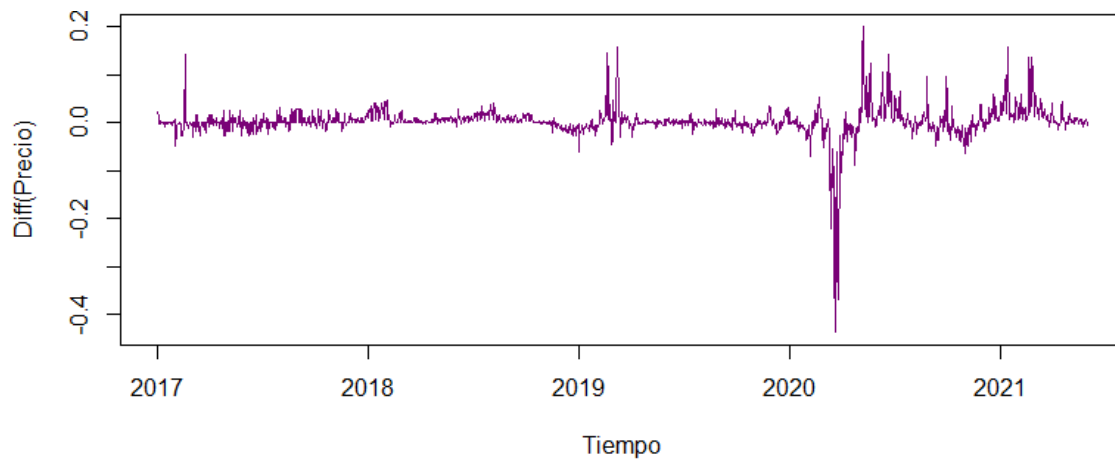
La serie diferenciada, denotada como $\{\Delta X_t\}$, se muestra en la Figura 1.2, de la cual se visualiza que la media es constante al fluctuar la serie alrededor del cero a lo largo del tiempo, con excepción del periodo inicial de la pandemia. Sin embargo, la amplitud de la varianza cambia en ciertos periodos, por lo que se vuelve necesario aplicar, antes de diferenciar, una transformación Box Cox a la serie $\{X_t\}$ para tratar de estabilizar la varianza.

Cabe mencionar que la serie transformada de $\{X_t\}$ será denotada como $\{Y_t\}$ y la ecuación de sus valores, bajo la transformación Box Cox con $\lambda = 0.1000548$, queda de la siguiente manera:

$$Y_t = \frac{X_t^\lambda - 1}{\lambda} = \frac{X_t^{0.1000548} - 1}{0.1000548}$$

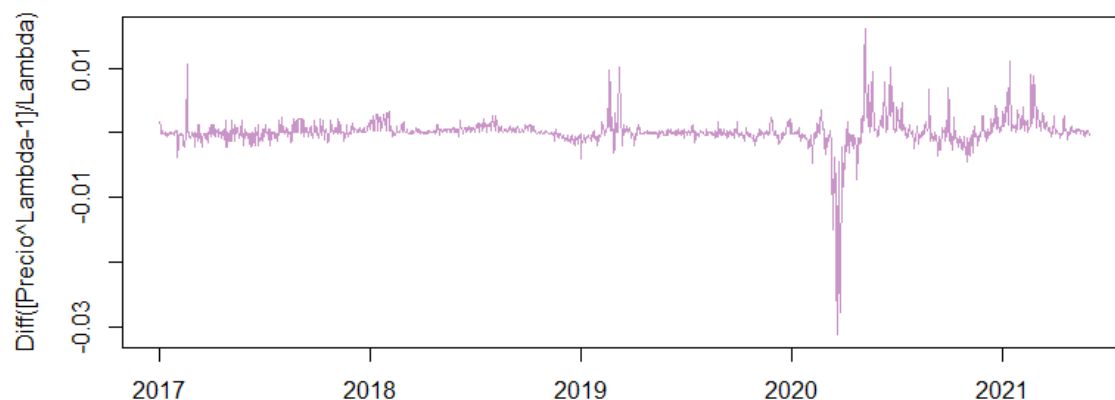
En particular, λ fue calculada mediante el método de Guerrero, en donde dicha λ minimiza el coeficiente de variación para subseries de $\{X_t\}$

Figura 1.2: Serie diferenciada



La Figura 1.3 muestra la serie diferenciada de los datos modificados, denotada como $\{\Delta Y_t\}$. Aunque la amplitud de la varianza sea muy similar al de la serie $\{\Delta X_t\}$ en cada periodo, los pequeños cambios en la varianza podrían contribuir positivamente al cumplimiento de algún supuesto para el ajuste del modelo, por lo que se prefiere $\{\Delta Y_t\}$ sobre $\{\Delta X_t\}$. Además, se observa que, tanto la media (excepto en los días iniciales de la pandemia) como la varianza (menos en una pequeña cantidad de periodos donde el pico se aleja bastante de la media) prácticamente se mantienen también constantes en el transcurso del tiempo. Por lo tanto, se asume que $\{\Delta Y_t\}$ es estacionaria.

Figura 1.3: Serie diferenciada de los datos transformados



2) Identificación del modelo

A causa de la estacionariedad de la serie $\{\Delta Y_t\}$, es posible utilizar, con el objetivo de identificar los parámetros del modelo, la gráfica de la función de autocorrelación (*ACF*) y la gráfica de la función de autocorrelación parcial (*PACF*) de $\{\Delta Y_t\}$.

Figura 1.4: Función de autocorrelación estimada

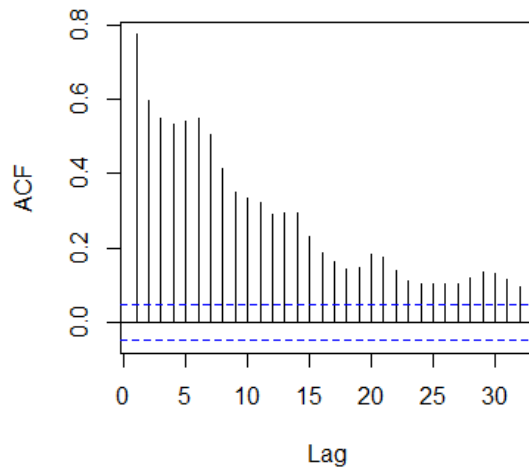
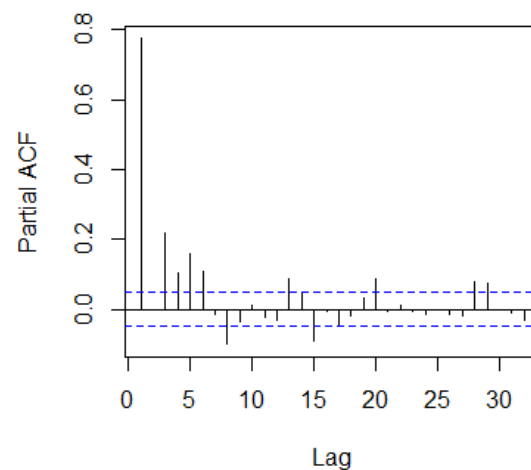


Figura 1.5: Función de autocorrelación parcial estimada



Se observa que, tanto la Figura 1.4 del *ACF* como la Figura 1.5 del *PACF*, presentan un decrecimiento exponencial conforme aumenta la cantidad de días entre 2 precios diarios de gasolina Premium. Por consiguiente, se obtuvo la función de autocorrelación extendida para determinar el orden p y q del modelo $ARIMA(p,d,q)$ a construir para $\{Y_t\}$ con $d = 1$, correspondiente a la primera diferenciación.

Tabla 1.1: Función de autocorrelación extendida

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
0	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
1	o	x	x	x	o	x	x	o	x	o	o	x	o	x
2	o	x	x	x	o	x	x	o	x	o	o	x	o	x
3	x	x	x	o	o	o	x	o	x	o	o	o	o	x
4	x	x	x	x	x	o	x	o	o	x	o	o	o	x
5	x	x	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	x
6	x	x	x	x	x	o	o	o	o	o	o	o	o	o
7	x	x	x	x	x	o	o	o	o	o	o	o	o	o

De acuerdo con la Tabla 1.1, el vértice del triángulo formado por solamente ceros se encuentra en la fila 6 de la columna 5, lo que sugiere un modelo $ARIMA(6,1,5)$ para $\{Y_t\}$.

3) Estimación de los parámetros

Para el modelo $ARIMA(6,1,5)$, propuesto para pronosticar los precios diarios transformados de la Gasolina Premium, se estimaron los siguientes parámetros mediante la función $arima()$ de R.

Parámetro	Estimación
Φ_1	0.5633
Φ_2	-0.2264
Φ_3	-0.0687
Φ_4	0.4357
Φ_5	-0.5856
Φ_6	0.5875
θ_1	0.1492
θ_2	0.2068
θ_3	0.3201
θ_4	-0.1612
θ_5	0.5234

Ecuación del modelo ajustado

Sea:

$$\begin{aligned}\theta(B) &= (1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \theta_3 B^3 + \theta_4 B^4 + \theta_5 B^5) \\ &= (1 + 0.1492B + 0.2068B^2 + 0.3201B^3 - 0.1612B^4 + 0.5234B^5)\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\phi(B) &= (1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \Phi_3 B^3 - \Phi_4 B^4 - \Phi_5 B^5 - \Phi_6 B^6) \\ &= (1 - 0.5633B + 0.2254B^2 + 0.0687B^3 - 0.4357B^4 + 0.5856 B^5 - 0.5875B^6)\end{aligned}$$

con $\theta(B)$ y $\phi(B)$ sin raíces comunes.

El modelo para la serie transformada queda de la siguiente manera:

$$\{Y_t\} \sim ARIMA(6,1,5)$$

$$\phi(B)(1-B)^d Y_t = \theta(B)\varepsilon_t,$$

$$\phi(B)(1-B)^1 Y_t = \theta(B)\varepsilon_t,$$

$$\phi(B)(Y_t - Y_{t-1}) = \theta(B)\varepsilon_t$$

$$\phi(B)Y_t = \phi(B)Y_{t-1} + \theta(B)\varepsilon_t$$

Como

$$\begin{aligned}\phi(B)Y_t &= (1 - 0.5633B + 0.2254B^2 + 0.0687B^3 - 0.4357B^4 + 0.5856 B^5 - 0.5875B^6)Y_t \\ &= Y_t - 0.5633Y_{t-1} + 0.2254Y_{t-2} + 0.0687Y_{t-3} - 0.4357Y_{t-4} + 0.5856 Y_{t-5} - 0.5875Y_{t-6},\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\phi(B)Y_{t-1} &= (1 - 0.5633B + 0.2254B^2 + 0.0687B^3 - 0.4357B^4 + 0.5856 B^5 - 0.5875B^6)Y_{t-1} \\ &= Y_{t-1} - 0.5633Y_{t-2} + 0.2254Y_{t-3} + 0.0687Y_{t-4} - 0.4357Y_{t-5} + 0.5856 Y_{t-6} - 0.5875Y_{t-7}\end{aligned}$$

Y

$$\begin{aligned}\theta(B)\varepsilon_t &= (1 + 0.1492B + 0.2068B^2 + 0.3201B^3 - 0.1612B^4 + 0.5234B^5)\varepsilon_t \\ &= \varepsilon_t + 0.14925\varepsilon_{t-1} + 0.2068\varepsilon_{t-2} + 0.3201\varepsilon_{t-3} - 0.1612\varepsilon_{t-4} + 0.5234\varepsilon_{t-5}\end{aligned}$$

Entonces, explícitamente el modelo para la serie transformada $\{Y_t\}$ es el siguiente:

$$\begin{aligned}Y_t &= 1.5633Y_{t-1} - 0.7897Y_{t-2} + 0.1577Y_{t-3} + 0.5044Y_{t-4} - 1.0213Y_{t-5} \\ &\quad + 1.1731Y_{t-6} - 0.5875Y_{t-7} + \varepsilon_t + 0.14925\varepsilon_{t-1} + 0.2068\varepsilon_{t-2} \\ &\quad + 0.3201\varepsilon_{t-3} - 0.1612\varepsilon_{t-4} + 0.5234\varepsilon_{t-5}\end{aligned}$$

Mientras que el modelo para la serie $\{X_t\}$ es de la forma:

$$X_t = \sqrt[\lambda]{\lambda Y_t + 1} = (0.1000548Y_t + 1)^{\frac{1}{0.1000548}}$$

4) Validación del modelo

Para que el modelo estimado sea válido, es necesario que los residuales cumplan con los siguientes supuestos: Comportamiento de ruido blanco y normalidad. A continuación, se presenta la verificación de tales supuestos.

▪ Comportamiento de ruido blanco por parte de los residuales

Figura 1.6: Función de autocorrelación estimada de los residuales

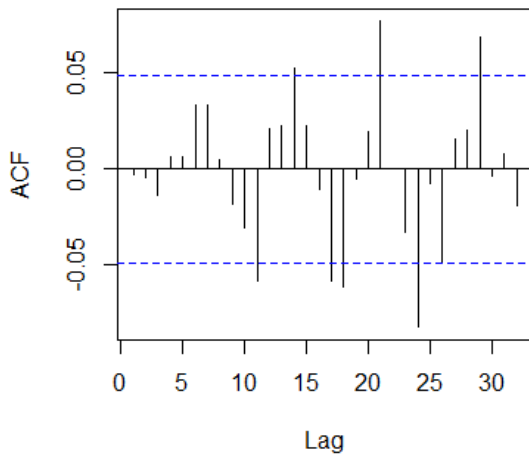
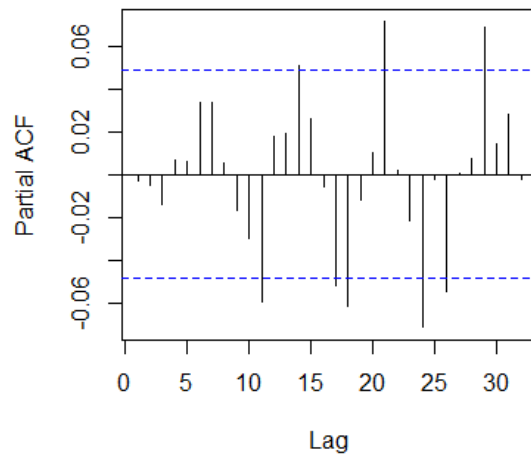


Figura 1.7: Función de autocorrelación parcial estimada de los residuales



La Figura 1.6 y la Figura 1.7 sugieren en conjunto la posibilidad de que los residuales se comporten como ruido blanco, pues la mayoría de las barras se encuentran dentro de las bandas de Barlett.

Para confirmar lo anterior, se aplicó la prueba de Box-Ljung (considerando una cantidad de 20 lags), bajo las siguientes hipótesis:

H_0 : Los residuales del modelo $ARIMA(6,1,5)$ siguen un proceso de ruido blanco

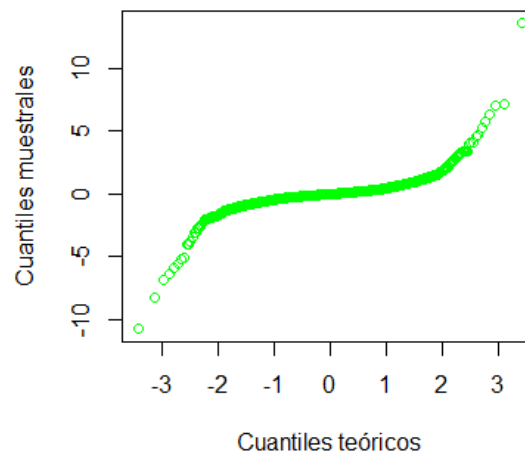
vs

H_1 : Los residuales del modelo $ARIMA(6,1,5)$ no siguen un proceso de ruido blanco

De la prueba se obtuvo un *valor p* igual a 0.01252 y como $\text{valor } p = 0.01252 > \alpha = 0.01$, no se puede rechazar la hipótesis nula considerando una significancia del 1%. Por lo tanto, a un nivel de confianza del 99%, no hay suficiente evidencia para decir que los residuales del modelo $ARIMA(6,1,5)$ no siguen un proceso de ruido blanco.

- **Distribución normal de los residuales**

Figura 1.8: Gráfico de probabilidad normal



De la Figura 1.8, se aprecia que los puntos forman una *S* y no una tendencia de línea recta, de tal forma que existe la sospecha de que los residuos estandarizados no se distribuyan normal (0,1).

Por consiguiente, se aplicó la prueba de Kolmorov-Smirnov, cuya hipótesis nula y alternativa son:

H_0 : Los residuales estandarizados del modelo $ARIMA(6,1,5)$ tienen

una distribución normal estándar

vs

H_1 : Los residuales estandarizados del modelo $ARIMA(6,1,5)$

no tienen una distribución normal estándar

De la prueba se obtuvo un *valor p* menor a $2.2e - 16$ y como $\text{valor } p < \alpha = 0.01$, la hipótesis nula es rechazada considerando una significancia del 1%. Por lo tanto, a un nivel de confianza del 99%, los residuales estandarizados del modelo $ARIMA(6,1,5)$ no siguen una distribución normal estándar.

Invertibilidad y causalidad

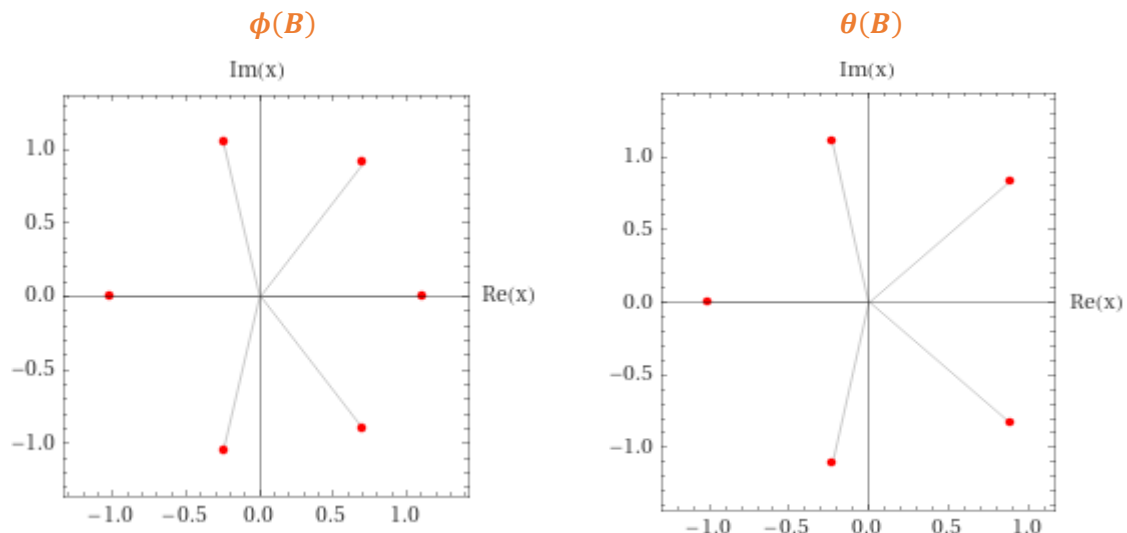
Para que el modelo $ARIMA(6,1,5)$ se considere adecuado, además de cumplirse los supuestos anteriormente mencionados, el proceso $ARMA(6,5)$ debe ser causal e invertible. Por lo tanto, es necesario verificar que el módulo de las raíces de los polinomios característicos $\phi(B)$ y $\theta(B)$ sea mayor a 1.

Para resolver los polinomios característicos con respecto al operador retardo, se utilizó Wolfram Alpha. De ahí, se obtuvieron los siguientes resultados:

Polinomio característico	Raíz	Módulo $ B $
$\phi(B)$	$B \approx -1.01468$	$\sqrt{(-1.01468)^2} = 1.01468$
	$B \approx 1.10287$	$\sqrt{(1.10287)^2} = 1.10287$
	$B \approx -0.246473 - 1.047787 i$	$\sqrt{(-0.246473)^2 + (-1.047787)^2} \approx 1.07$
	$B \approx -0.246473 + 1.047787 i$	$\sqrt{(-0.246473)^2 + (1.047787)^2} \approx 1.07$
	$B \approx 0.700763 - 0.906505 i$	$\sqrt{(0.700763)^2 + (-0.906505)^2} \approx 1.14$
	$B \approx 0.700763 + 0.906505 i$	$\sqrt{(0.700763)^2 + (0.906505)^2} \approx 1.14$
$\theta(B)$	$B \approx -1.01306$	$\sqrt{(-1.01306)^2} = 1.01306$
	$B \approx -0.226829 - 1.103889 i$	$\sqrt{(-0.226829)^2 + (-1.103889)^2} \approx 1.12$
	$B \approx -0.226829 + 1.103889 i$	$\sqrt{(-0.226829)^2 + (1.103889)^2} \approx 1.12$
	$B \approx 0.887354 - 0.835211 i$	$\sqrt{(0.887354)^2 + (-0.835211)^2} \approx 1.21$
	$B \approx 0.887354 + 0.835211 i$	$\sqrt{(0.887354)^2 + (0.835211)^2} \approx 1.21$

En cuanto a las raíces de $\phi(B)$, como $|B| > 1$ para $\forall B$, entonces hay causalidad. De igual manera, respecto a las raíces de $\theta(B)$, se cumple que $|B| > 1$ para $\forall B$, entonces se dice que hay invertibilidad. Las conclusiones anteriores se pueden deducir mediante el plano complejo presentado para cada polinomio en la Figura 1.9, en donde se observa que los puntos se encuentran fuera del círculo unitario.

Figura 1.9: Planos complejos

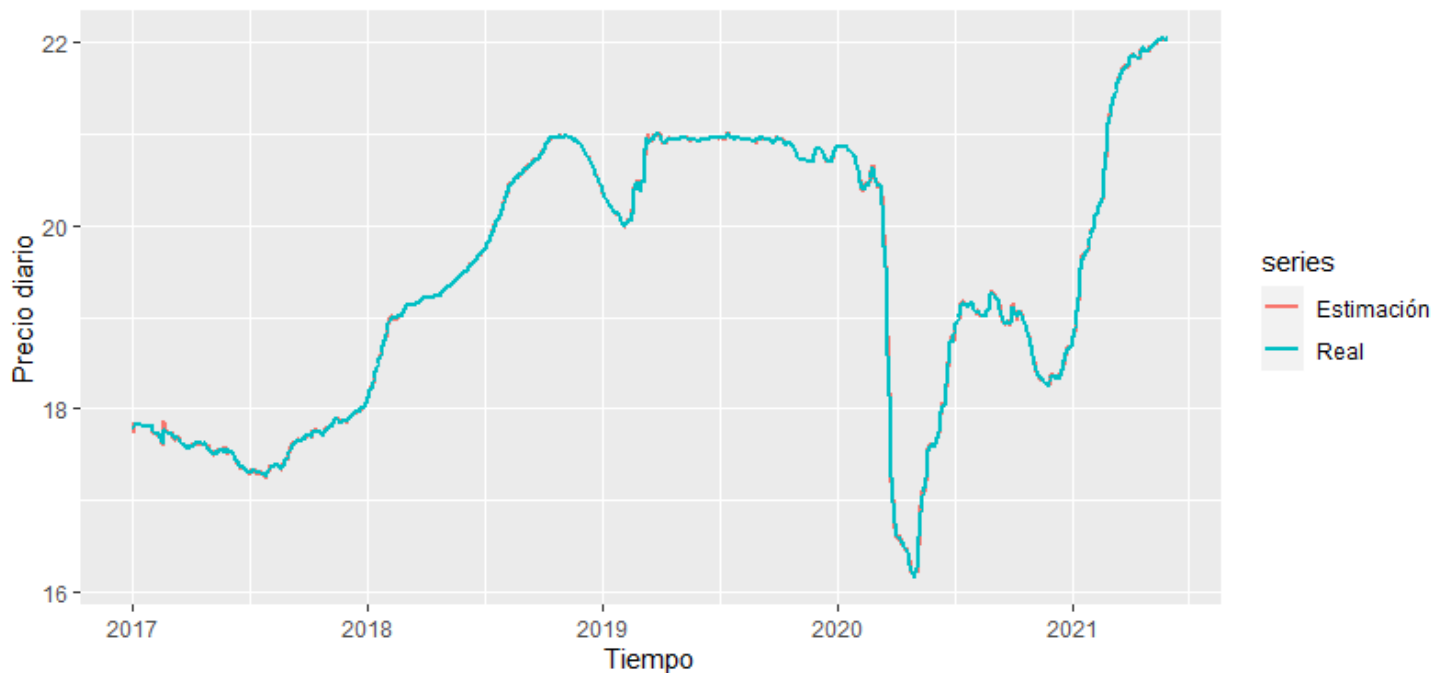


5) Adecuación del modelo

A pesar que, para la serie $\{Y_t\}$, los residuales del modelo $ARIMA(6,1,5)$ no cumplen con el supuesto de normalidad, sí cumplen el de ruido blanco y dado que, se utilizó MLE y estos asintóticamente son normales, se continuará con el análisis para el pronóstico y los intervalos de confianza del 99% a través de la función `forecast()` de R, bajo el ajuste del modelo con la función `arima()`.

A continuación, se muestra en color rojo la gráfica del modelo ajustado $ARIMA(6,1,5)$ en su escala original, así como la gráfica de la serie $\{X_t\}$ en color azul. Se observa que el $ARIMA(6,1,5)$ modela con satisfacción el comportamiento de la serie $\{X_t\}$.

Figura 1.10: Serie diferenciada de los datos transformados



Prueba de Dickey-Fuller aumentada

Con el objetivo de verificar si realmente bastaba aplicar una diferenciación para obtener estacionariedad, se desarrolló el procedimiento secuencial de la prueba Dickey-Fuller aumentada; aplicado primeramente a la serie transformada $\{Y_t\}$, esperando obtener como resultado que la serie tiene una raíz unitaria, para luego aplicar la prueba a la serie diferenciada $\{\Delta Y_t\}$.

Procedimiento secuencial de la prueba Dickey-Fuller aumentada aplicado a $\{Y_t\}$

1- Prueba de dos colas bajo el estadístico Φ_3

Hipótesis de la prueba:

$$H_0: (\alpha, \beta, \phi) = (\alpha, 0, 1) \text{ vs. } H_1: (\alpha, \beta, \phi) \neq (\alpha, 0, 1)$$

El valor del estadístico de prueba (ep) obtenido fue 0.9194 y considerando que se obtuvo, bajo un nivel de significancia del 1%, un valor crítico (vc) igual a 8.27, se tiene que $|ep = 0.9194| < vc = 8.27$, por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula. Consecuentemente, a un nivel de confianza del 99%, no hay suficiente evidencia de que la serie no tenga raíz unitaria o tendencia, independientemente del término deriva.

2- Prueba de cola inferior bajo el estadístico τ_3

Hipótesis de la prueba:

$$H_0: \phi = 1 \text{ vs. } H_1: \phi < 1$$

El valor del estadístico de prueba obtenido fue -1.2893 y considerando que se obtuvo, bajo un nivel de significancia del 1%, un valor crítico de -3.96 , se tiene que $ep = -1.2893 > vc = -3.96$, por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula. Consecuentemente, a un nivel de confianza del 99%, no hay suficiente evidencia de que la serie no tenga raíz unitaria, asumiendo inicialmente que no tiene tendencia.

3- Prueba de dos colas bajo el estadístico Φ_2

Hipótesis de la prueba:

$$H_0: (\alpha, \beta, \phi) = (0, 0, 1) \text{ vs. } H_1: (\alpha, \beta, \phi) \neq (0, 0, 1)$$

El valor del estadístico de prueba obtenido fue 0.9833 y considerando que se obtuvo, bajo un nivel de significancia del 1%, un valor crítico de 6.09, se tiene que $|ep = 0.9833| < vc = 6.09$, por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula. Consecuentemente, a un nivel de confianza del 99%, no hay suficiente evidencia de que la serie no tenga raíz unitaria, no tenga tendencia o no tenga deriva.

4- Prueba de dos colas bajo el estadístico Φ_1

Hipótesis de la prueba:

$$H_0: (\alpha, \phi) = (0, 1) \text{ vs. } H_1: (\alpha, \phi) \neq (0, 1)$$

El valor del estadístico de prueba obtenido fue 1.0091 y considerando que se obtuvo, bajo un nivel de significancia del 1%, un valor crítico de 6.43, se tiene que $|ep = 1.0091| < vc = 6.43$, por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula. Consecuentemente, a un nivel de confianza del 99%, no hay suficiente evidencia de que la serie no tenga raíz unitaria o no tenga deriva, asumiendo inicialmente ausencia de tendencia.

La conclusión de esta secuencia de pruebas es que no hay evidencia suficiente que indique que la serie $\{Y_t\}$ no tenga una raíz unitaria o cuente con presencia de deriva, lo anterior bajo el supuesto de no tendencia. A continuación, se muestra un resumen del procedimiento anteriormente descrito.

Tabla 2.1: Procedimiento secuencial de la prueba Dickey-Fuller aumentada aplicado a $\{Y_t\}$						
	H_0	H_1	Prueba	Valor del estadístico de prueba	Valor crítico	Resultado
1	$(\alpha, \beta, \phi) = (\alpha, 0, 1)$	$(\alpha, \beta, \phi) \neq (\alpha, 0, 1)$	Φ_3	0.9194	8.27	No se rechaza H_0
2	$\phi = 1$	$\phi < 1$	τ_3	-1.2893	-3.96	No se rechaza H_0
3	$(\alpha, \beta, \phi) = (0, 0, 1)$	$(\alpha, \beta, \phi) \neq (0, 0, 1)$	Φ_2	0.9833	6.09	No se rechaza H_0
4	$(\alpha, \phi) = (0, 1)$	$(\alpha, \phi) \neq (0, 1)$	Φ_1	1.0091	6.43	No se rechaza H_0
Conclusión: $\phi = 1, \alpha = 0$ y $\beta = 0$,						

Procedimiento secuencial de la prueba Dickey-Fuller aumentada aplicado a $\{\Delta Y_t\}$

1- Prueba de dos colas bajo el estadístico Φ_3

Hipótesis de la prueba:

$$H_0: (\alpha, \beta, \phi) = (\alpha, 0, 1) \text{ vs. } H_1: (\alpha, \beta, \phi) \neq (\alpha, 0, 1)$$

Se obtuvo 91.1142 como valor del estadístico de prueba (ep) y un valor crítico (vc) igual a 8.27, bajo un nivel de significancia del 1%. Como $|ep = 91.1142| > vc = 8.27$, la hipótesis nula es rechazada. En consecuencia, a un nivel de confianza del 99% e independientemente del término deriva, la serie no tiene raíz unitaria o tendencia

2- Prueba de cola inferior bajo el estadístico τ_3

Hipótesis de la prueba:

$$H_0: \phi = 1 \text{ vs. } H_1: \phi < 1$$

Se obtuvo -13.4992 como valor del estadístico de prueba y -2.58 como valor crítico de la normal estándar, bajo un nivel de significancia del 1%. Como $ep = -13.4992 <$

$vc = -2.58$, la hipótesis nula es rechazada. En consecuencia, a un nivel de confianza del 99%, la serie no tiene raíz unitaria.

3- Prueba de dos colas bajo el estadístico t de Student

Hipótesis de la prueba:

$$H_0: \beta = 0 \text{ vs. } H_1: \beta \neq 0$$

Se obtuvo 0.413 como valor del estadístico de prueba (ep) y un valor crítico (vc) igual a 2.58, bajo un nivel de significancia del 1%. Como $|ep = 0.413| < vc = 2.58$, no es posible rechazar la hipótesis nula. En consecuencia, a un nivel de confianza del 99%, no hay evidencia suficiente que indique que la serie tenga tendencia.

4- Prueba de dos colas bajo el estadístico t de Student

Hipótesis de la prueba:

$$H_0: \alpha = 0 \text{ vs. } H_1: \alpha \neq 0$$

Se obtuvo 0.171 como valor del estadístico de prueba y un valor crítico igual a 2.58, bajo un nivel de significancia del 1%. Como $|ep = 0.171| < vc = 2.58$, no es posible rechazar la hipótesis nula. En consecuencia, a un nivel de confianza del 99%, no hay evidencia suficiente que indique que la serie tenga deriva.

De la secuencia de pruebas aplicadas, se asume que la serie $\{\Delta Y_t\}$ es estacionaria y no tiene deriva ni tendencia, pues no existe evidencia suficiente para afirmar lo contrario. Por lo que la diferenciación de $\{Y_t\}$ queda justificada.

A continuación, se muestra un resumen del procedimiento anteriormente llevado a cabo.

Tabla 2.1: Procedimiento secuencial de la prueba Dickey-Fuller aumentada aplicado a $\{\Delta Y_t\}$						
	H_0	H_1	Prueba	Valor del estadístico de prueba	Valor crítico	Resultado
1	$(\alpha, \beta, \phi) = (\alpha, 0, 1)$	$(\alpha, \beta, \phi) \neq (\alpha, 0, 1)$	Φ_3	91.1142	8.27	Se rechaza H_0
2	$\phi = 1$	$\phi < 1$	τ_3	-13.4992	-2.58	Se rechaza H_0
3	$\beta = 0$	$\beta \neq 0$	t	0.413	2.58	No se rechaza H_0
4	$\alpha = 0$	$\alpha \neq 0$	t	0.171	2.58	No se rechaza H_0
Conclusión: $\phi < 1, \alpha = 0$ y $\beta = 0$						

Pronósticos

Los pronósticos de la serie original $\{X_t\}$ se pueden obtener a partir de los pronósticos del modelo $ARIMA(6,1,5)$ para la serie $\{Y_t\}$, o bien, del modelo $ARMA(6,0,5)$ para $\{\Delta Y_t\}$, pues los pronósticos de la serie transformada $\{Y_t\}$, son el resultado de la suma acumulada de las diferencias pronosticadas, tomando como valor inicial el último valor transformado de la serie $\{Y_t\}$. Luego, se aplicaría la transformación inversa a los pronósticos de $\{Y_t\}$ para obtener los pronósticos de la serie original $\{X_t\}$.

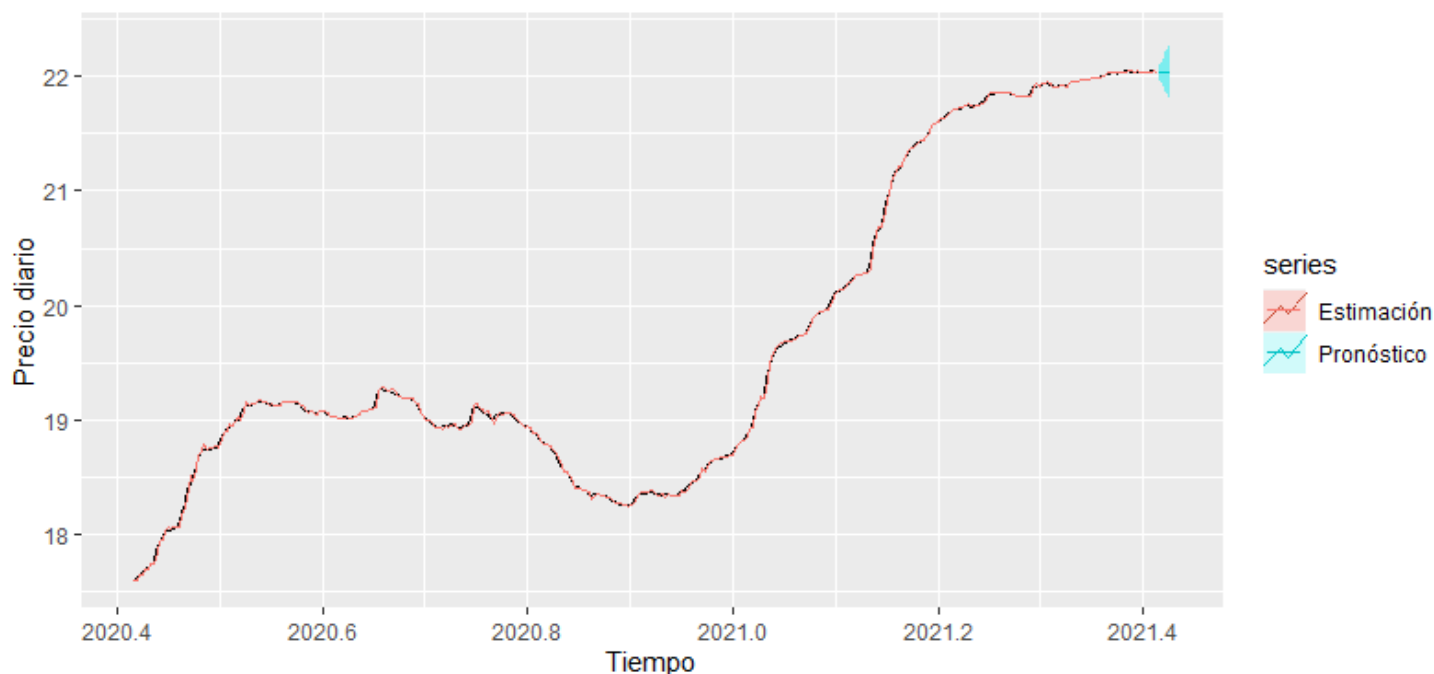
La función `forecast()` de R devuelve los pronósticos de la serie original $\{X_t\}$ cuando, al ajustar el modelo usando los datos originales, se especifica la diferencia y el λ de la transformación en la función `arima`. A continuación, se muestra los pronósticos obtenidos mediante `forecast()` para los siguientes 5 días, a partir del 01/06/2021.

Tabla 3.1: Pronósticos

	Fecha	Pronóstico	Intervalo de confianza del 99%	
			Límite inferior	Límite superior
1	01/06/2021	22.03821	21.97929	22.09728
2	02/06/2021	22.03937	21.92265	22.15665
3	03/06/2021	22.04087	21.87129	22.21163
4	04/06/2021	22.04158	21.82122	22.26395
5	05/06/2021	22.04068	21.76912	22.31529

Finalmente, en la Figura 3.1 se muestran gráficamente los pronósticos estimados junto con su intervalo de confianza del 99%. Asimismo, la serie $\{X_t\}$ se presenta en color negro y en color rojo el modelo ajustado $ARIMA(6,1,5)$ en su escala original.

Figura 3.1: Pronóstico del precio diario de la gasolina regular



Anexo

❖ Salidas de Wolfram Alpha

Input interpretation:

roots	$1 - 0.5633x + 0.2264x^2 + 0.0687x^3 - 0.4357x^4 + 0.5856x^5 - 0.5875x^6 = 0$
-------	---

Results: [Fewer roots](#) [More digits](#)

$x \approx -1.01468$

$x \approx 1.10287$

$x \approx -0.246473 - 1.047787i$

$x \approx -0.246473 + 1.047787i$

$x \approx 0.700763 - 0.906505i$

$x \approx 0.700763 + 0.906505i$

Input interpretation:

roots	$1 + 0.1492x + 0.2068x^2 + 0.3201x^3 - 0.1612x^4 + 0.5234x^5 = 0$
-------	---

Results: [More digits](#)

$x \approx -1.01306$

$x \approx -0.226829 - 1.103889i$

$x \approx -0.226829 + 1.103889i$

$x \approx 0.887354 - 0.835211i$

$x \approx 0.887354 + 0.835211i$