

Universidad de Cuenca

Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas

Escuela de Economía



**PRONÓSTICO DEL PRECIO DE LA ACCIÓN DE LA EMPRESA
NORTEAMERICANA PFIZER INC. CONSIDERANDO EL PERÍODO ENERO-
2010 A FEBRERO-2021, MEDIANTE EL MODELO ARIMA Y SARIMA.**

Autores:

Albán Anguisaca Jessenia Elizabeth

Heras Vera Wilmer Mateo

Quito Cambisaca Luis Xavier

Tamayo Webster Christian Andrés

Curso:

EC 07– 01

Materia:

Econometría III

Docente:

Econ. Juan Pablo Sarmiento

Cuenca, 6 de Febrero de 2021



Contenido

RESUMEN	3
INTRODUCCIÓN	4
REVISIÓN DE LITERATURA	5
MARCO TEÓRICO	7
METODOLOGÍA	8
Métodos de obtención de información.....	8
Métodos de análisis de información	8
RESULTADOS	15
Descriptivos	15
Modelos estimados	17
Modelo ARIMA.....	17
Modelo SARIMA	22
DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES	27
BIBLIOGRAFÍA	29
ANEXOS	30
Anexo 1.....	30
Anexo 2.....	32



**PRONÓSTICO DEL PRECIO DE LA ACCIÓN DE LA EMPRESA
NORTEAMERICANA PFIZER INC. CONSIDERANDO EL PERÍODO ENERO-
2010 A FEBRERO-2021, MEDIANTE EL MODELO ARIMA Y SARIMA.**

RESUMEN

En la presente investigación se presenta una aplicación de la metodología desarrollada por Box y Jenkins para pronosticar el precio de las acciones de una de las empresas líderes en la fabricación de la vacuna del SARS-CoV-2, Pfizer INC. El periodo de análisis fue desde enero 2010 hasta febrero 2021 con datos mensuales. Se analizaron los modelos ARIMA y SARIMA siendo el primero el que mejor se ajusta la naturaleza de los datos.

Los pronósticos obtenidos se ajustan a la variación esperada (positiva) obteniendo que el precio de cierre de las acciones crecerá en el próximo semestre, con un máximo en junio de \$ 38.26 por acción.

Palabras clave: ARIMA, SARIMA, precio de cierre, pronóstico, Pfizer.

INTRODUCCIÓN

Actualmente, el ítem de mayor cuestionamiento a nivel mundial es la fabricación¹, venta y distribución de vacunas que puedan hacer frente al virus conocido como SARS-CoV-2, el cual según hasta el 26 de enero del 2021 ha cobrado más de 2,15 millones de muertes en todo el mundo. Varias empresas e incluso universidades han elaborado y continúan mejorando la vacuna. Según (Simões, 2020) unas de esas compañías son: Pfizer Inc (PFE), BioNTech (BNTX), Moderna (MRNA), AstraZeneca (AZN), University of Oxford, Johnson & Johnson (JNJ), Fosun Pharma, entre otras. Según Mike Ryan director de la Organización Mundial de la Salud (OMS) al 13 de enero del 2021, 28 millones de personas se han vacunado en 46 países del mundo.

Así mismo, algunos gobiernos se han comprometido en apoyar e invertir en los proyectos de estas empresas, por ejemplo el Gobierno de los Estados Unidos dio 1.000 millones de dólares a AZN y PFE (Simões, 2020). De igual manera, las empresas autoras de las vacunas han pactado entregar dosis de vacunas a varios países, es decir estos acuerdos de cierto modo garantizan la venta del producto. Por lo tanto, resulta interesante analizar el futuro crecimiento/decrecimiento en ganancias y precio de acciones de estas empresas farmacéuticas, ya que agentes económicos, inversionistas y/o entendidos en la materia requieren esta información de varias empresas con el fin de invertir en alguna de estas compañías para obtener rentabilidad.

Dado que las acciones de las farmacéuticas y empresas biotecnológicas que realizan clínicas de vacunas anticovid, se han disparado. Entonces, el presente análisis se enfoca en pronosticar el precio de la acción de la empresa norteamericana Pfizer Inc. para lo cual se utiliza información del precio de cierre mensual de la acción de esta empresa para el período enero del 2010 a febrero del 2021. Para realizar el pronóstico se hace uso del modelo autorregresivo integrado de media móvil (ARIMA) que es conocido como una herramientas más robusta y eficiente en el pronóstico de series de tiempo financieras; de igual manera sin descartar la presencia de un componente estacional en la serie de estudio se utiliza el modelo de media móvil integrado autorregresivo estacional (SARIMA).

¹ La elaboración de la vacuna tiene varias fases como: pruebas pre-clínicas, fase I, fase II, fase III, aprobación.

Esta empresa farmacéutica con más de 150 años en el mercado, tiene su sede en New York que de acuerdo a (Fernández L. , 2020) es una de las multinacionales con mayor volumen de ventas a nivel mundial, la misma tiene **ingresos anuales** superiores a 51.700 millones de dólares, estas entradas de dinero han aumentado dado la venta de las vacunas anticovid. Actualmente, Pfizer Inc junto con la compañía de BioNTech desarrollan el programa llamado tozinamerán (BNT162)², que tiene como objetivo fabricar la vacuna que prevenga la infección del COVID-19, por el momento su programa ha dado resultados de efectividad de más del 80%.

Con respecto a las acciones de Pfizer Inc, su presidente y consejero delegado Albert Bourla, vendió el 62 % de sus acciones de la compañía por valor de USD 5,6 millones, de igual manera la vicepresidenta de la empresa Sally Susman, vendió 43.662 títulos en noviembre del 2020, mes que la farmacéutica anunció resultados preliminares positivos de su vacuna anticovid. Estas gestiones muestran que aumenta la reputación y el capital social de la empresa.

Finalmente, dado que esta empresa continúa trabajando en la elaboración de una vacuna más eficiente para el COVID-19, muchas empresas y gobiernos lo están apoyando. Además con el acontecimiento histórico de que su vacuna ha sido efectiva en más del 80% varios países ya han adquirido su producto, se prevé las ventas, ganancias y por ende su precio de la acción de Pfizer Inc se incrementará, es decir se comprobará si el mercado de Pfizer Inc no se comporta de acuerdo a la teoría del camino aleatorio.

REVISIÓN DE LITERATURA

Adebiyi, Ayo & Adewumi (2014) en su artículo mediante un extenso proceso de construcción de un modelo predictivo de precios de acciones, utilizan el modelo ARIMA y usando los datos de los precios de las acciones de una serie de empresas como Nokia o Zenith Bank de distintos sectores empresariales y que se encuentran publicados en la Bolsa de Valores de Nueva York (NYSE) y la Bolsa de Valores de Nigeria (NSE),

² Este proyecto BNT162 fue aprobado por el Instituto Paul-Ehrlich, como autoridad regulatoria en Alemania el 22 de abril del 2020

demonstraron el potencial de los modelos ARIMA para predecir los precios de las acciones de manera satisfactoria a corto plazo, además concluyen que los modelos ARIMA son los suficientemente consistentes como para poder competir con las demás técnicas de pronóstico existentes para la predicción a corto plazo.

Así mismo, Mondal, Shit & Goswami (2014) realizaron un estudio sobre cincuenta y seis acciones de siete sectores que cotizan en la Bolsa Nacional de Valores de la India y evaluaron la precisión del modelo ARIMA para predecir los precios de las acciones, tomando en cuenta los precios de cierre del último día del mes desde abril del 2012, hasta febrero del 2014. En este caso, utilizan el Criterio de información de Akaike (AIC) para seleccionar el mejor modelo ARIMA. Para todos los sectores, la precisión del modelo ARIMA en la predicción de los precios de las acciones está por encima del 85%, lo que indica que el modelo en cuestión, ofrece una buena precisión de predicción, especialmente en el sector de bienes de consumo. Por otro lado, la precisión de las predicciones para el sector bancario y el sector del automóvil utilizando el modelo ARIMA es menor en comparación con la de otros sectores.

Arnaut-Berilo, Zaimovic & Turbo (2017) prueban la eficacia del modelo de simulación de Monte Carlo y el modelo de media móvil integrado autorregresivo (ARIMA) para predecir los precios de las acciones de Pfizer, Coca-Cola, General Electric, Exxon y 3M; utilizando los precios de cierre diarios de las cinco empresas en el periodo entre marzo 2006 y marzo 2016. Los autores concluyen que existe una ligera ventaja en la precisión de las predicciones del modelo ARIMA para períodos más cortos (5 días), mientras que la simulación de Monte Carlo tiene indudable ventaja para períodos más largos (21 días).

A nivel de la región, Trejos, Nieto & Carvajal (2003), utilizando los precios de cierre diarios desde el 5 de enero de 1998, hasta el 30 de mayo del 2003, aplican la metodología de series de tiempo, específicamente el método de Box-Jenkins, para modelar el precio diario de una empresa de cementos en Colombia, en donde por medio del modelo ARIMA estacional y no estacional, llegan a la conclusión de que esta metodología es netamente de corto plazo lo cual a nivel de la bolsa se puede interpretar como un aumento de la inversión, ya que en este sector, las ganancias que se pueden conseguir en el lapso de un año.

Mejía, Hilario & López (2017), por medio del método Box-Jenkins, buscan predecir el precio diario de las acciones de la empresa Coca Cola por medio de los datos de la Bolsa de Valores de México con respecto a los precios de cierre diarios que van desde el 4 de septiembre del 2012 al 30 de septiembre del 2015. Gracias a sus resultados consistentes, los autores concluyen que el precio de una acción en el mercado de este país, es un proceso factible de modelar por medio de este método ya que demuestra un desempeño muy bueno incluso refiriéndose al comportamiento de los residuos sin que exista correlación entre ellos.

Finalmente, una obra sumamente interesante es la de Bermejo, Torres & Masferrer (2009), quienes realizan un análisis con modelos ARIMA para predecir el precio de las acciones de compañías que coticen en un mercado continuo, así como el precio objetivo de una determinada compañía. En este caso, se utilizó una muestra de varias empresas que se relacionen con la producción de Gas Natural y que coticen en el Reino Unido y, se utilizaron los precios de cierre del último día del mes desde enero del 2000, hasta diciembre del 2017. Con respecto a las principales conclusiones, los autores afirman que a pesar de que, para el caso específico del Gas Natural, los resultados son muy buenos, existen dos limitaciones importantes con respecto a esta metodología y es que precisamente el modelo presenta problemas al momento de realizar predicciones a mediano y largo plazo, dado una pérdida de precisión del mismo. Además, afirman que, “la segunda limitación es su carácter univariante que no permite hacer análisis explicativos sobre la evolución del precio, ya que no es posible soportar los resultados en ningún modelo económico” (Bermejo, Torres, & Masferrer, 2009).

MARCO TEÓRICO

Una de las teorías financieras que hacen referencia al pronóstico del precio de una acción de una determinada empresa es la teoría del paseo aleatorio o random walk, afirma que no es posible realizar tal pronóstico ya que todo cambio en los mercados financieros es producto de la aleatoriedad, es decir no dependen de series temporales anteriores por lo que el precio no es medible y ni estimable. Por lo tanto, los inversionistas se encuentran en igualdades de condiciones ya que se asume que el mercado es eficiente, es decir, que

todos los participantes tienen derecho al mismo grado de información, por lo que tienen las mismas posibilidades de ganar o perder.

Por otro lado, el banco *Bilbao Vizcaya Argentaria* (BBVA, s.f) brinda información de los principales factores que influyen en el precio de las acciones, tales como: el componente técnico, el cual se basa en el estudio histórico de datos sobre los precios de las acciones con el fin de intentar predecir movimientos futuros en el mercado, por lo que es necesario análisis gráficos e indicadores que revelen la tendencia del mercado. Por ejemplo, el precio de una acción suele moverse por las tendencias (ejemplo: popularidad de la compañía) en el corto plazo; entre otros factores.

Por otra parte, la inflación, variable económica que tiene una relación negativa con el precio de la acción; la fortaleza económica del mercado impacta en la cotización de empresas; entre otros.

METODOLOGÍA

Métodos de obtención de información

Por recomendación de otros autores como se utiliza el precio del cierre de la acción de la empresa Pfizer Inc; este dato se obtuvo de la plataforma digital *Yahoo Finance*. Se recoge información mensual desde enero del 2010 a febrero del 2021, los datos analizados representan el primer día de cada mes; por lo tanto se trabaja con 134 datos de serie temporal.

Métodos de análisis de información

En el presente trabajo, primero se presenta un análisis descriptivo, posteriormente se utiliza el modelo ARIMA y SARIMA para realizar el respectivo pronóstico.

El modelo ARIMA, que se puede describir de la siguiente manera:

$$Y_t = \varphi_0 + \varphi_1 Y_{t-1} + \varphi_2 Y_{t-2} + \dots + \varphi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \theta_q \varepsilon_{t-q},$$

En donde:

- Y_t = Precio de las acciones previsto en el período t (día, mes, año o similar),
- Y_{t-p} = Precio real de las acciones en el período $t - p$
- $\varphi_p ; \theta_q$ = Coeficientes,
- $p ; q$ = Orden del componente autorregresivo y promedio móvil, respectivamente.

El enfoque de Box-Jenkins para la selección de modelos es uno de los métodos más utilizados para el análisis de series de tiempo. Este enfoque se caracteriza por cuatro etapas: etapa de identificación, etapa de estimación, etapa de verificación y etapa de pronóstico. La metodología estadística general del modelo ARIMA se puede resumir de la siguiente manera:

- ✓ **Identificación:** Se busca determinar el orden del componente autorregresión y media móvil, además determinar si se incluye o no el valor de la constante. Esta etapa tiene las siguientes fases:

A. Se analiza la estacionariedad, buscando las transformaciones que nos ayudarían a obtener una serie estacionaria. Esto, implica analizar la estacionariedad en varianza (estabilización de la varianza) y, la estacionariedad en la media (número de diferencias que hay que tomar para que la serie cumpla con estacionariedad en la media. Existen varios contrastes o test de raíces unitarias, pero lo más utilizados son:

- **Contraste de Dickey-Fuller (DF).**

Esta prueba busca encontrar si existen o no raíces unitarias en una serie temporal, con las siguientes hipótesis:

Se puede partir del siguiente esquema

$$Y_i = \rho Y_{i-1} + \varepsilon_t \text{ (caso 1)}$$

$$Y_i = \alpha + \rho Y_{i-1} + \varepsilon_t \text{ (caso 2)}$$

$$Y_i = \alpha + \beta t + \rho Y_{i-1} + \varepsilon_t \text{ (caso 3)}$$

donde $\rho = (\phi - 1)$

Entonces, las hipótesis son:

$H_0 = \rho = 0 = \text{variable tiene raíz unitaria (serie no estacionaria)}$

$H_1 = \rho \neq 0 = \text{variable no tiene raíz unitaria (serie estacionaria)}$

Se espera rechazar la hipótesis nula para concluir que la serie efectivamente es estacionaria. (stata, s.f.)

- **Contraste de Dickey-Fuller aumentado (DFA).**

En este caso, se muestra una versión aumentada de la DF normal para un conjunto más grande más complejo con respecto al comportamiento de la serie de tiempo. Pues en este caso, el estadístico también tiene que ser negativo y menor al valor crítico, entonces cuanto más negativo es, más fuerte se rechaza la hipótesis de que existe raíz unitaria. (stata, s.f.)

H_0 : La variable contiene raíz unitaria

H_1 : La variable fue generada por un proceso estacionario

- **Contraste de Phillips-Perron.**

El test de Phillip-Perron permite testear la estacionariedad en una serie mediante la prueba raíz unitaria. Además, este test usa los errores estándar de Newey–West (1987) para dar cuenta de la correlación.

Por lo tanto las hipótesis son:

$H_0 = \rho = 0 = \text{variable tiene raíz unitaria (serie no estacionaria)}$

$H_1 = \rho \neq 0 = \text{variable no tiene raíz unitaria (serie estacionaria)}$

Phillip-Perron proponen usar métodos estadísticos no paramétricos para lidiar con los problemas de correlación serial y heterocedasticidad. Por eso parte de

$$Y_i = \alpha + \rho Y_{i-1} + \varepsilon_t$$

Y define dos estadísticos:

$$Z_{\rho} = n(\hat{\rho}_n - 1) - \frac{1}{2} \frac{n^2 \hat{\theta}^2}{s_n^2} (\hat{\lambda}_n^2 - \hat{\gamma}_{0,n})$$

$$Z_T = \sqrt{\frac{\hat{\gamma}_{0,n} \hat{\rho}_n - 1}{\hat{\lambda}_n^2 \hat{\theta}}} - \frac{1}{2} (\hat{\lambda}_n^2 - \hat{\gamma}_{0,n}) \frac{1}{\hat{\lambda}_n} \frac{n \hat{\theta}}{s_n}$$

Donde:

$$\hat{\rho}_n = \frac{\sum_{i=1}^n Y_{i-1} Y_i}{\sum_{i=1}^n Y_i^2}$$

$$\hat{\gamma}_{j,n} = \frac{1}{n} \sum_{i=j+1}^n \hat{u}_i \hat{u}_{i-j}$$

$$\hat{\lambda}_n^2 = \hat{\gamma}_{0,n} + 2 \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) \hat{\gamma}_{j,n}$$

$$s_n^2 = \frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2$$

\hat{u}_i = es el residuo obtenido de la estimación por MCO

k = es el número de covariables en la regresión

q = número de rezagos obtenido por New West

$\hat{\theta}$ = error estandar de $\hat{\rho}$

Cabe mencionar, los estadísticos Z_{ρ} y Z_T tienen la misma distribución asintótica como el estadístico t de Dickey-Fuller aumentada (DFA)

Además, que este test usa los mismos valores críticos que los de la prueba Dickey-Fuller.

• Contraste de Kwiatkowski-Phillips-Shin

Es un complemento al test aumentado de DF y al contrario de otros test tradicionales, en los cuales la hipótesis nula es que hay presencia de raíz unitaria, el test KPSS analiza que la hipótesis alternativa es la que considera la presencia de raíz unitaria, en otras palabras:

H_0 : Hay presencia de tendencia-estacionaria

(Estacionaria al rededor de la media)

H_1 : Hay presencia de raíz unitaria

Otra diferencia es que en el test KPSS, la ausencia de raíz unitaria no es prueba definitiva que la variable sea estacionaria, sino más bien, de algo llamado “tendencia-estacionaria” que significa que una serie temporal es estacionaria alrededor de una media.

Este hecho es muy importante, pues abre la posibilidad de que una variable de serie de tiempo sea no estacionaria y al mismo tiempo no posea raíz unitaria, convirtiéndose en una variable de “tendencia-estacionaria”.

Tanto en los procesos de raíz unitaria, como de tendencia estacionaria la media de la variable puede crecer o disminuir a lo largo del tiempo, sin embargo, en el caso de variables “tendencia-estacionaria” cuando hay una perturbación se revierte la media, no obstante, la perturbación tendrá un efecto transitorio sobre la serie de tiempo, provocando que la serie temporal eventualmente converja hacia la media (creciente o decreciente).

La mayor desventaja del test KPSS es que tiene una alta tasa de errores tipo 1 (tiende a Rho a menudo). Una forma de controlar es usar el test KPSS en conjunto con el test de DFA. (stata, s.f.)

Si después de utilizar los estadísticos la serie no es estacionaria, se debe realizar transformación que generalmente se diferencia la serie para convertirla en estacionaria, ya que los modelos ARIMA y SARIMA parten del supuesto que la serie es constante en media y varianza

B. Se obtienen los órdenes de p y q que haya generado la serie.

Para este apartado se suele utilizar los correlogramas simple (FAC) y correlograma parcial (FAP):

- ✓ El FAC permite determinar el orden de medias móvil
- ✓ El FAP ayuda a elegir el orden de factores autorregresivos de la variable dependiente.

Cabe mencionar que el rezago que se encuentre fuera de las bandas delimitadas en los autocorrelogramas da indicios de los posibles órdenes que se pueden usar.

- ✓ **Estimación:** En este punto se procede a realizar la inferencia sobre los parámetros, asumiendo que el modelo es el apropiado. Aquí se procede a

identificar y cuantificar los parámetros y en caso de necesitarse, el valor de la constante.

- ✓ **Validación:** Procedemos a realizar contrastes para analizar si el modelo se ajusta a los datos que se están utilizando y, en caso de detectar errores, se procede a buscar soluciones para mejorarlos.

Así mismo González (2009) nos explica que en esta etapa se evalúan que tanto se adecúan los modelos a los datos, tomando en cuenta si las estimaciones son significativas y si cumplen con la estacionariedad que deben tener los parámetros obtenidos. Además, se toma en cuenta si es que los residuos del modelo se comportan como ruido blanco o no, mediante la siguiente prueba:

- **Test de Portmanteau**

La prueba de Portmanteau se basa en el hecho de que si $x(1), \dots, x(n)$ resultado de un proceso de ruido blanco, entonces:

$$Q = n(n+2) \sum_{j=1}^m \frac{1}{n-j} \widehat{\rho^2}(j) \longrightarrow \chi_m^2$$

donde m es el número de autocorrelaciones calculadas (igual al número de rezagos especificados) e indica convergencia a una distribución χ^2 con m grados de libertad. (stata, s.f.)

Se testea la H_0 : *errores siguen un proceso de ruido blanco*, es de interés no rechazar esta hipótesis.

- ✓ **Predicción:** Se busca obtener los pronósticos en términos de probabilidades de los valores a estimar con respecto a la variable en cuestión. Además, se trata de determinar la capacidad de predecir que tenga el modelo que se utilice, una medida de calidad de pronóstico es:

U de Theil: Este estadístico permite calcular un coeficiente de desigualdad usado para medir la capacidad de predicción de los modelos. Se calcula a partir de las tasas de crecimiento de los porcentajes de variación de los valores de \hat{y} y también de y .

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum (\hat{y}_i - y_i)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum (\hat{y}_i)^2 + \frac{1}{n} \sum (y_i)^2}}$$

El valor varía entre 0 y 1, siendo 0 el hecho de que no existe ningún tipo de desigualdad, y 1 existe desigualdad máxima. (stata, s.f.).

La metodología presentada anteriormente se basa en el principio de selección de un modelo en forma iterativa, lo cual nos permite volver a las etapas previas y, en el principio de parsimonia, lo cual implica crear un modelo que pueda representar la serie con el mínimo de parámetros posibles y solamente ampliarlos en caso de que en realidad se necesite explicar cómo se está comportando una serie determinada. (González C., 2009)

Por otro lado, Pincheira & García (2019) explican que los modelos “SARIMA son una extensión natural de los modelos ARIMA para modelar series de tiempo con patrón estacional. Estos modelos resuelven la incapacidad de los modelos ARIMA para caracterizar las funciones de autocorrelación (ACF) de procesos estacionales”. Por tanto, una serie sigue un proceso SARIMA (p,d,q)x(P,D,Q) si satisface a:

$$\begin{aligned}\Phi(L)\Phi_E(L^s)(1-L)^d(1-L^s)^D y_t &= \Theta_E(L^s)\Theta(L)\varepsilon_t \\ \Phi(L) &= (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) \\ \Phi_E(L^s) &= (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) \\ \Theta(L) &= (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q) \\ \Theta_E(L^s) &= (1 - \theta_{E1} L^s - \theta_{E2} L^{2s} - \dots - \theta_{EQ} L^{Qs})\end{aligned}$$

En donde s denota al factor estacional (s=12 si se trabaja con datos mensuales).

Un estadístico importante para detectar estacionalidad es la prueba de HEGY

- **Test Hegy**

En esta prueba se parte de un modelo autorregresivo para la serie x_t , es decir

$$\varphi(L)x_t = \varepsilon_t$$

En donde $\varphi(L)$ representa a un polinomio en el operador de rezagos “L”, en el que cada raíz vendría a ser una fluctuación en cada frecuencia estacional y, ϵ es un proceso que no tiene correlación con el tiempo. Por tanto, el estadístico busca saber si las raíces tienen módulo unitario. El estadístico de regresión parte de este modelo y, se enfrenta a las siguientes hipótesis:

H_0 : Existen raíces unitarias en las frecuencias estacionales y en la frecuencia 0

H_1 : Existe estacionalidad estacionaria

- ✓ Finalmente, cabe indicar que los respectivos gráficos y estimaciones se realiza haciendo uso de los programas: STATA.15 y Eviews 10.

RESULTADOS

Descriptivos

La evolución del precio de cierre de la acción de la empresa norteamericana Pfizer Inc. desde el primero de enero del 2010 (presentado en el gráfico como 2010m1) al 1 de febrero del 2021 se muestra en el siguiente gráfico:

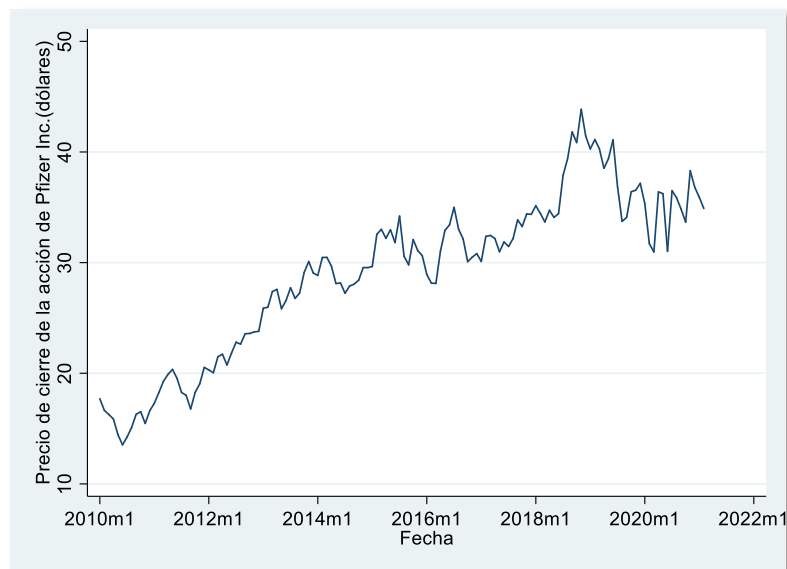


Ilustración 1: Precio de cierre (Pfizer)

Se observa que el valor mínimo del precio de cierre fue alrededor de 18 dólares el 1 de enero del 2010, pero al paso de los meses y años este precio ha ido aumentando por lo que se observa una tendencia creciente débil. El precio máximo de la acción de esta compañía se registra el 1 de noviembre del 2018 con un valor aproximado de 44 dólares. En promedio durante los 134 meses analizados el precio de cierre de la acción norteamericana es de 29 dólares. Así mismo, se muestra una caída significativa a finales del 2018 después leves recuperaciones en los consecuentes años pero seguido de caídas no abruptas. Es relevante indicar que el 1 de octubre del 2020 el precio de cierre de la acción fue de \$33,66 no obstante, cuando la empresa anuncia resultados positivos sobre la efectividad de vacuna anti-covid el valor de la empresa mejoró, ya que el precio de la acción aumento en un 13,81%. Sin embargo, para los tres consecutivos meses su precio ha tenido bajas, lo cual puede deberse a que diversos factores como alta competencia en la fabricación y venta de la vacuna.

A continuación, se presentan diagramas de cajas que resume el promedio de la acción de cada año, así como de cada mes durante el período de análisis.

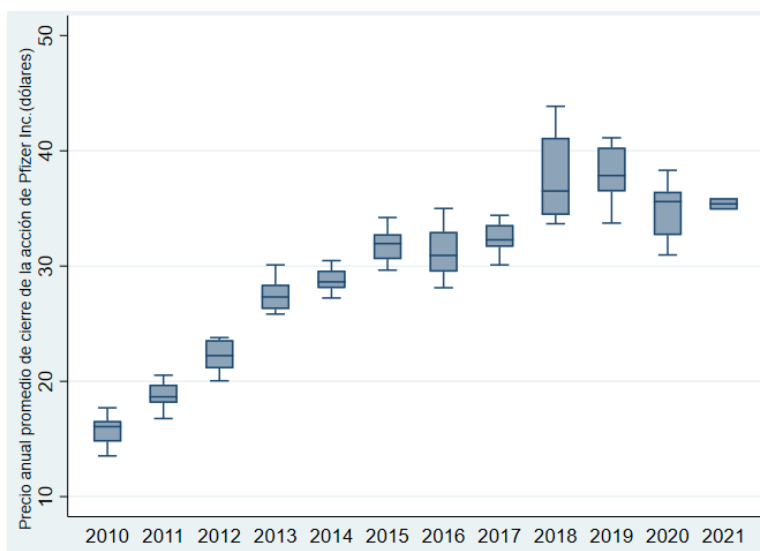


Ilustración 2: Precio Anual Promedio de la acción (Pfizer)

El gráfico anterior indica que el mayor promedio del precio de la acción de la compañía de estudio fue el año 2019 con un valor de \$ 37,959; mientras que en el 2010 se registró el precio promedio más bajo aproximadamente de 16 dólares americanos. El año del 2020 que fue el marcado por la pandemia se observa que el precio de la acción disminuyó con respecto al año anterior en 9,07%. Finalmente, hasta el primero de febrero del 2021, el

promedio del precio de la acción parece no sufrir un grave cambio en relación al año anterior.

Por consiguiente, se analiza el promedio del precio de acción de Pfizer Inc. de cada mes:

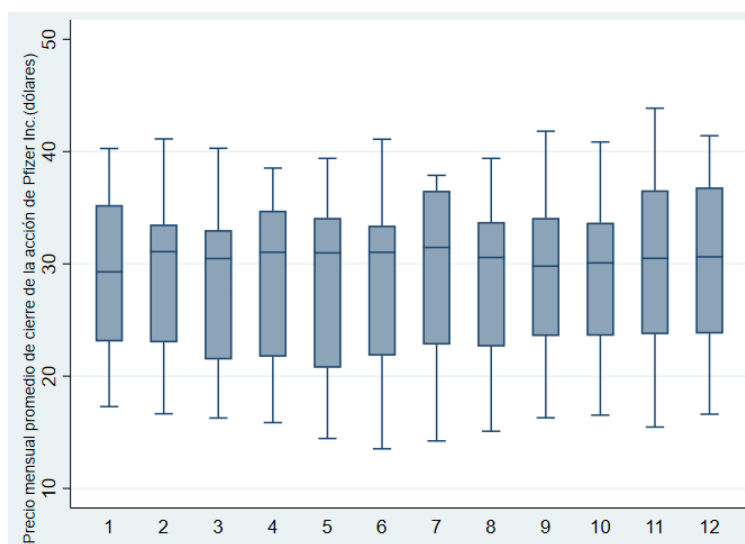


Ilustración 3: Precio promedio por mes de las acciones (Pfizer)

En el gráfico, el valor de 1 representa el mes de enero, 2 febrero y así sucesivamente. La media del precio de cierre de cada mes durante 2010 y 2021 se encuentra en \$28,79 y \$30,07.

De manera significativa y marcada, no se presenta un mes específico del año en el que la compañía haya subido el precio de su acción ni tampoco se evidencia un mes específico en el cual, el precio de cierre de la acción disminuya, es decir, no se identifica claramente los picos y valles en la serie; por lo tanto, al parecer la serie no presenta un claro factor estacional dado que la media del precio de la acción de cada mes es constante.

Modelos estimados

Modelo ARIMA

Para aplicar la metodología de Box Jenkins diferenciamos la serie (una vez) que se muestra en la ilustración 1 ya que esta presenta raíz unitaria y el modelo ARIMA (p,d,q)

requiere estacionariedad. Se aplicó los siguientes test para detectar la estacionariedad de las series:

Tabla 1: Pruebas de raíz unitaria ARIMA

Test	Sin Diferenciación	Estadístico de prueba	Primera Diferencia	Estadístico de prueba
Phillips	Tiene Raíz	0.5319	No tiene Raíz	0.000
Perron	Unitaria		Unitaria	
Dickey	Tiene Raíz	0.4625	No tiene Raíz	0.000
Fuller	Unitaria		Unitaria	
Aumentado				
Kpss	Tiene Raíz	0.724	No tiene Raíz	0.0243
	Unitaria		Unitaria	

Elaboración: Autores

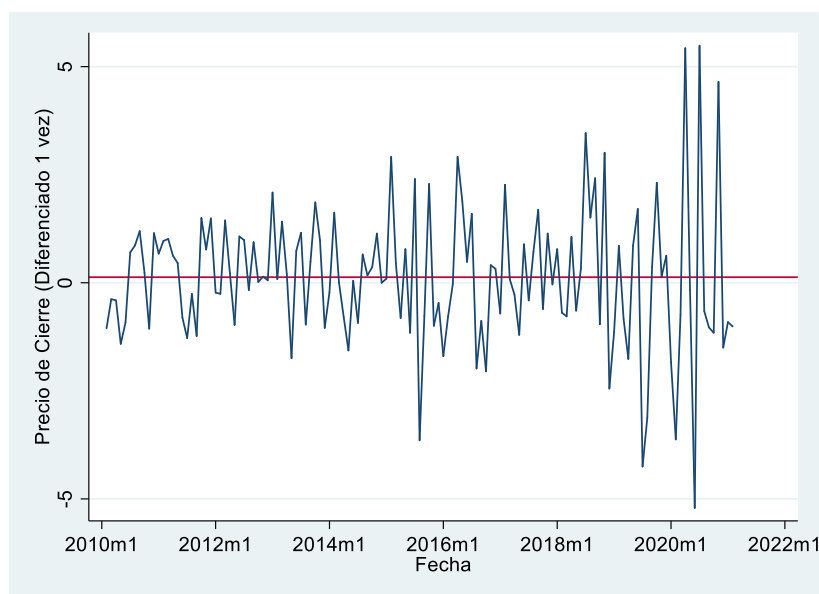
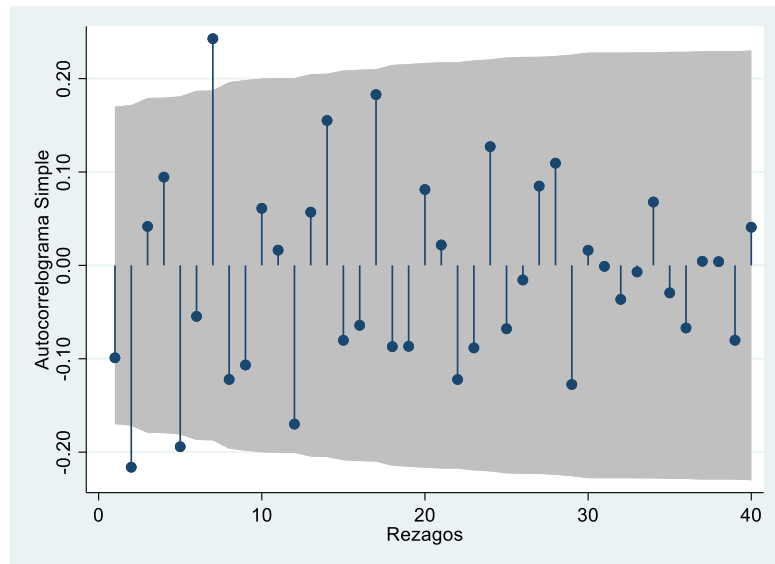
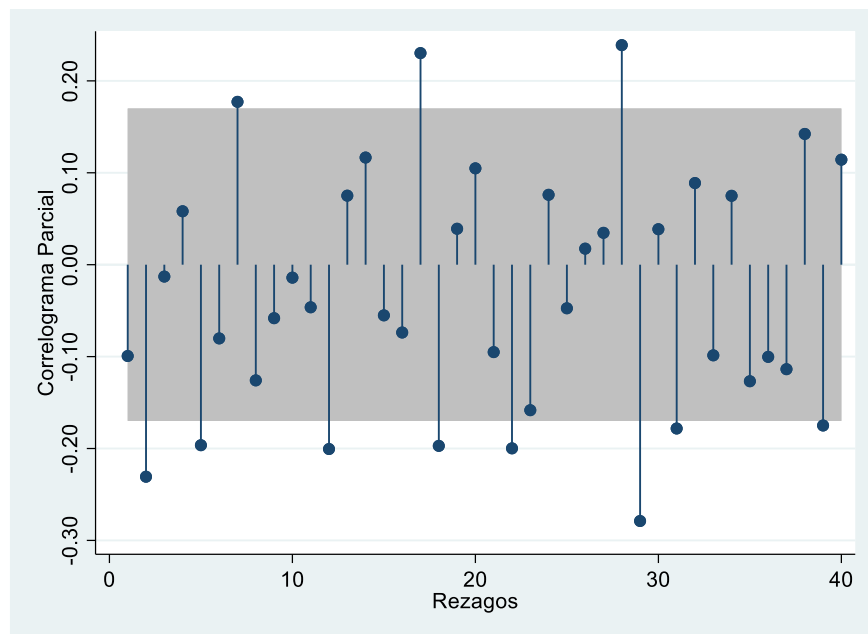


Ilustración 4: Precio de Cierre diferenciada una vez

Posterior a la diferenciación de la serie, se procede a encontrar los rezagos adecuados para la parte autorregresiva y medias móviles para el modelo ARIMA mediante los correlogramas:

*Ilustración 5: Autocorrelograma simple ARIMA*

El autocorrelograma simple nos indica que la parte $MA(q)$ debería ser probado con 2/5/7 medias móviles.

*Ilustración 6: Autocorrelograma parcial ARIMA*

El correlograma parcial nos sugiere usar los rezagos 2/5/7/12 para estimar la parte $AR(p)$.

Después de haber probado las diferentes combinaciones de autorregresivos y medias móviles propuestas por los correlogramas³ el mejor modelo es:

$$ARIMA(p, d, q) = ARIMA(2, 1, 2)$$

Tabla 2: Estimación final del modelo ARIMA

Precio de Cierre	Tipo	Coef	Err, Estándar	z	P> z	[95% Intervalo de Confianza]	
ARMA	AR 1	-0,556	0,033	-16,93	0,0	-0,62	-0,491
	AR 2	-0,986	0,034	-28,77	0,0	-1,053	-0,918
	MA 1	0,595	0,061	9,73	0,0	0,475	0,715
	MA 2	0,923	0,069	13,30	0,0	0,787	1,059

Una condición necesaria es que los residuos del modelo estimado sean ruido blanco, por lo que se procede hacer el Test-Q:

<u>Test de Portmanteau para ruido blanco</u>	
Portmanteau (Q) statistic =	20.8438
Prob>Chi2(40) =	0.9946

En este caso se acepta la hipótesis nula de ruido blanco, es decir, el modelo usado cumple con la metodología establecida en la academia.

Otra manera de confirmar que los errores son ruido blanco, es mediante un periodograma. En este caso, los errores no atraviesan las bandas laterales por lo que el modelo si tiene ruido blanco.

³ También hubo propuestas arbitrarias para el ARIMA(p,d,q) pero con base en los correlogramas

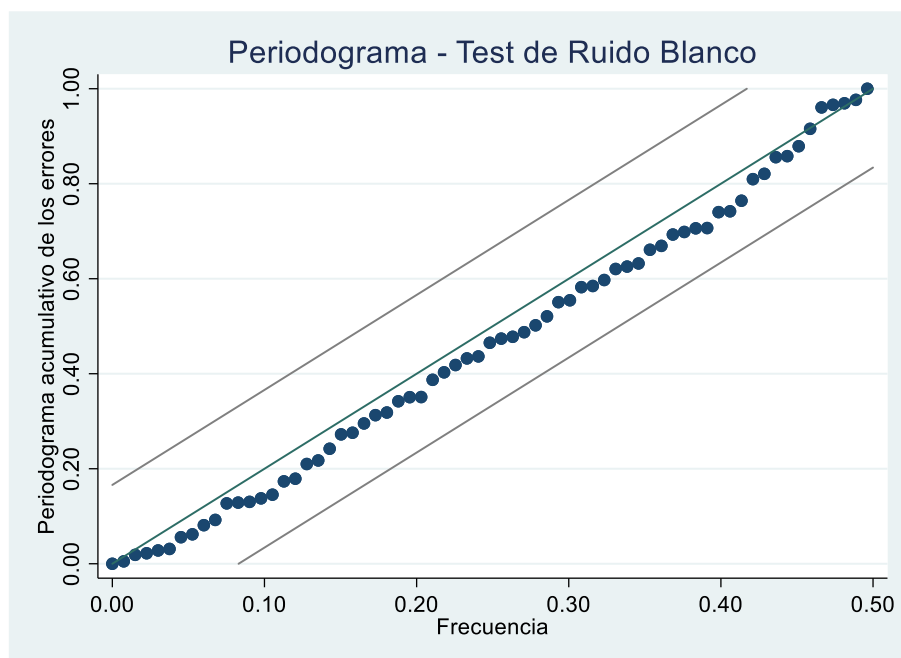


Ilustración 7: Periodograma de los errores del modelo ARIMA

Pronóstico:

Una vez pasado los filtros de calidad del modelo, se pronosticó los precios hasta el mes agosto del 2021:

Tabla 3: Pronóstico marzo-agosto 2021

Mes	Pronostico
Marzo	38,06201
Abril	36,16518
Mayo	36,68167
Junio	38,26447
Julio	36,87466
Agosto	36,08733

Elaboración: Autores

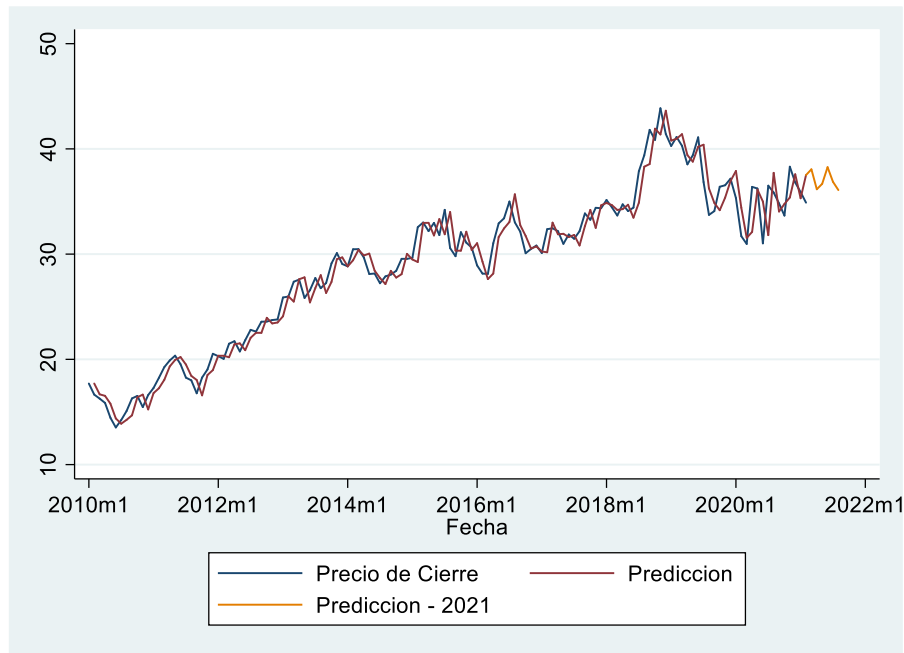


Ilustración 8: Pronóstico del precio de cierre (2010.Enero - 2021-Agosto) ARIMA

El pronóstico nos dice que el precio de las acciones de Pfizer en los próximos 6 meses seguirá subiendo, por lo que se recomendaría a los inversionistas la comprar de las acciones de esta empresa.

Modelo SARIMA

Como se mostró en la ilustración 3, la serie de tiempo del precio de cierre de las acciones de la compañía Pfizer no presentó un comportamiento estacional claro, por lo que con la ayuda del programa Eviews 10 se calculó el factor estacional por el método de medias móviles modelo multiplicativo, los resultados se presentan en la tabla 4.

Tabla 4: Factor estacional (Precio de las acciones de Pfizer)

Número	Mes	Factor Estacional
1	Enero	0,994
2	Febrero	1,001
3	Marzo	1,007
4	Abril	1,023
5	Mayo	1,007
6	Junio	0,995

7	Julio	1,003
8	Agosto	0,979
9	Septiembre	0,984
10	Octubre	0,997
11	Noviembre	1,005
12	Diciembre	1,004

Elaboración: Autores

El coeficiente del factor estacional es aproximadamente uno, lo que sugiere que no existe una estacionalidad fuerte durante cada año.

Para reforzar el análisis se realizó el test de raíz unitaria estacional de Hegy en el programa Eviews 10, los resultados se presentan a continuación.

Tabla 5: Prueba de raíz unitaria estacional / HEGY

Hipótesis Nula	P-valor*	
	Simulado	Estadístico
Raíz unitaria no estacional (frecuencia cero)	0,2695	-0,9401
Raíz unitaria estacional (2 meses por ciclo)	0,0170	-3,3587
Raíz unitaria estacional (4 meses por ciclo)	0,0002	15,6694
Raíz unitaria estacional (2,4 meses por ciclo)	0,0002	11,6597
Raíz unitaria estacional (12 meses por ciclo)	0,0000	11,8977
Raíz unitaria estacional (3 meses por ciclo)	0,0000	16,0660
Raíz unitaria estacional (6 meses por ciclo)	0,0000	11,3150

* Simulaciones de Monte Carlo: 1000

Fuente: Eviews 10

Elaboración: Autores

El test de HEGY se realiza mediante simulaciones de Monte Carlo y los rezagos son seleccionados por el criterio AIC, como se observa la hipótesis nula de raíz unitaria no estacional (frecuencia cero) se acepta, a diferencia del resto por lo que se puede destacar el hecho de que la serie no tiene una raíz unitaria estacional, entonces bastaría con diferenciarla una vez para transformarla en una serie estacionaria.

Sin embargo, con fines comparativos se realiza la estimación del modelo SARIMA, en primer lugar se obtiene una diferencia estacional, luego se realizan distintas pruebas de raíz unitaria a esta serie, comprobando que la serie es estacionaria, posteriormente se analiza el correlograma simple y parcial para decidir el número de autorregresivos y medias móviles del componente estacional, los resultados de estas pruebas y el correlograma se muestran en el anexo 1. en base los criterios de información de Akaike y Bayesiano se elige el modelo SARIMA que mejor se ajusta.

Tabla 6: Criterios de Información Estimación del modelo SARIMA

Modelos Estimados	AIC	BIC
SARIMA (2,1,2) (1,1,1,12)	481,6	501,2
SARIMA (2,1,2) (1,0,1,12)	495,0	515,2

Elaboración: Autores

Como se puede observar en la tabla 6, el modelo SARIMA que mejor se ajusta es un modelo de orden $p = 2$, $d = 1$, $q = 2$, $P = 1$, $D = 1$, $Q = 1$, y $S = 12$.

El resultado de la estimación del modelo SARIMA (2,1,2) (1,1,1)₁₂ se muestra a continuación.

Tabla 7: Estimación final de los parámetros modelo SARIMA

DS12.close	Tipo	Coef	Err, Estándar	z	P> z	[95% Intervalo de Confianza]	
ARMA	AR 1	-0,554	0,041	-13,450	0,000	-0,635	-0,474
	AR 2	-0,983	0,042	-23,380	0,000	-1,065	-0,901
	MA 1	0,590	0,069	8,550	0,000	0,455	0,725
	MA 2	0,924	0,076	12,230	0,000	0,776	1,072
ARMA 12	SAR1	-0,159	0,143	-1,110	0,268	-0,440	0,122
	SMA 1	-0,759	0,149	-5,090	0,000	-1,051	-0,466
sigma		1,565	0,115	13,630	0,000	1,340	1,790

Elaboración: Autores

Una vez estimado el modelo para validarlo se realiza la prueba de Portmanteau para ruido blanco de los errores, el modelo es válido debido a que se acepta la hipótesis nula

de que los errores son ruido blanco, además el correlograma simple y parcial de los errores muestran que la serie es estacionaria. Ver anexo 2.

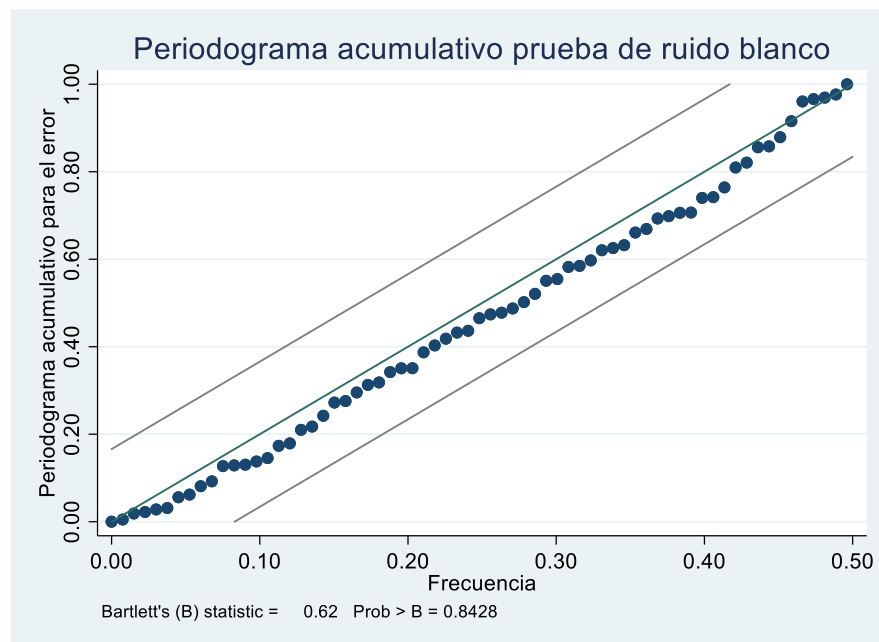


Ilustración 9: Periodograma acumulativo prueba de ruido blanco

La ilustración 9 representa el periodograma acumulativo para la prueba de ruido blanco de los errores del modelo SARIM, esta muestra que los errores son ruido blanco.

Posteriormente se realiza el pronóstico seis meses adelante con el modelo seleccionado.

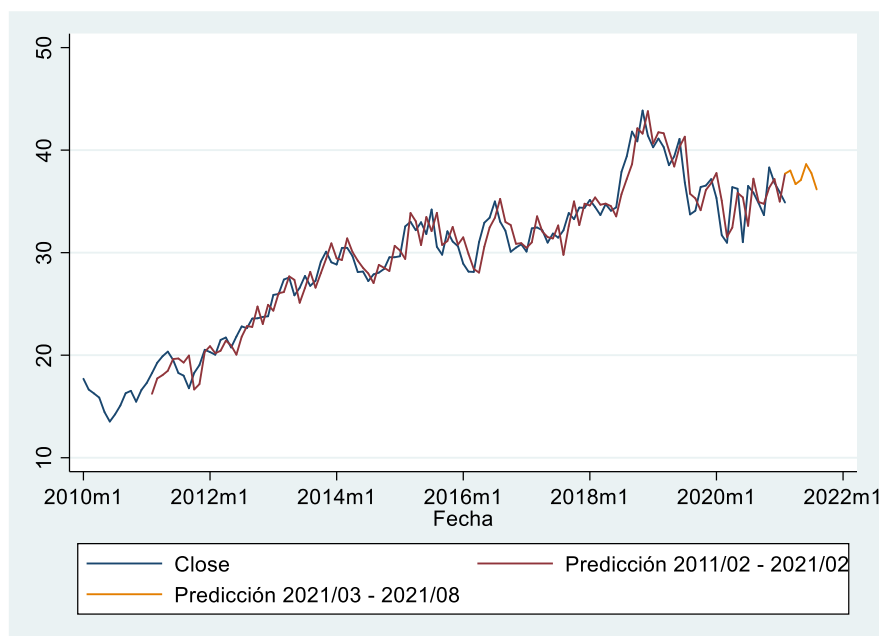


Ilustración 10: Pronóstico de la serie CLOUSE (2010.Enero - 2021-Agosto) modelo SARIMA

El ajuste del modelo es bueno y el pronóstico muestra que el precio rondará entre los \$ 36 y \$ 38 por acción en los próximos 6 meses (Marzo-Agosto) del año 2021.

Finalmente se presenta la evaluación de la calidad de pronóstico para los modelos ARIMA y SARIMA estimados para lo cual se utilizan criterios como el error cuadrático medio (RMSE), el error absoluto medio (MAE), error porcentual absoluto medio (MAPE) y U de Theil.

Tabla 8: Criterios de evaluación de pronóstico

Modelo	RMSE	MAE	THEIL'S U	MAPE
ARIMA	1,4908	1,1363	0,9478	0,0395
SARIMA	1,6330	1,3163	1,0485	0,0443

Elaboración: Autores

En base a los criterios presentados se concluye que el modelo ARIMA es mejor que el SARIMA ya que el valor de los coeficientes es menor para este. Esto era de esperarse debido a que la serie de tiempo de los precios de las acciones de Pfizer Inc. no presentaba una claro comportamiento estacional.

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

El presente estudio pronostica el precio de cierre de la acción de la empresa norteamericana Pfizer Inc para los siguientes seis meses del período 2021 (corto plazo). Basado en los criterios de la evaluación de la calidad de pronóstico el modelo ARIMA tiene una calidad de ajuste débil, por lo que el comportamiento de esta variable podría seguir la teoría de caminata aleatoria dado que el aspecto de la pandemia y la efectividad de la vacuna genera incertidumbre.

Por su parte, según el pronóstico, la variable de interés (precio de cierre) de esta compañía tenderá a aumentar con un precio máximo de \$38.26 por acción en junio; en relación a los primeros meses del presente año; lo cual puede deberse a factores internos como el éxito en la fabricación masiva y venta de vacunas anticovid así como factores externos tales como expectativas positivas de gobiernos, inversiones y agentes económicos, tal como sucedió en noviembre del 2020.

Además, aunque varias otras farmacéuticas se han dedicado al mismo trabajo en estos últimos tiempos, la empresa Pfizer Inc estratégicamente ha llevado a cabo varios contratos con distintos países para la venta de la vacuna, además que se unió con otra empresa para mejorar el grado de efectividad de la vacuna. Estas decisiones de la firma harán que mejore su cuota en el mercado, un mejor desempeño en la bolsa de valores, atracción de inversionistas; aumento en el valor de la empresa; lo que provocará que el precio de cierre de la acción aumente. Este análisis es de utilidad ya que si se espera que el precio de cierre de la acción se incremente, es probable que los directivos de esta farmacéutica utilicen la misma estrategia de noviembre del 2020, es decir que emitan y vendas acciones de manera desparramada.

Finalmente, un limitante del presente trabajo es pronosticar mediante modelos estacionarios lineales univariantes ya que solo considera una variable que en este caso es el precio de cierre de la acción de Pfizer, sin embargo, es necesario considerar otras variables que expliquen el comportamiento del precio de cierre de la acción. tales como la demanda mundial de vacunas, deuda interna de la empresa, el número de infectados, inflación, entre otras variables económicas.



Por lo cual, sería recomendable utilizar una variante del modelo ARIMA, conocido como el modelo ARMAX entre otros que da la oportunidad de añadir variables explicativas para un mejor ajuste.

BIBLIOGRAFÍA

- Adebiyi, A. A., Adewumi, A. O., & Ayo, C. K. (2014). Stock Price Prediction Using the ARIMA Model. 2014 UKSim-AMSS 16th International Conference on Computer Modelling and Simulation.
- Arnaut-Berilo, A., Zaimovic, A., & Turbo-Merdan, N. (2017). Effectiveness of Monte Carlo Simulation and Arima Model in Prediting Stock Prices.
- BBVA. (s.f). Factores que influyen en el precio de las acciones. Obtenido de https://www.bbva.es/estaticos/mult/Ayudas_factores_acciones.pdf_tcm924-528182.pdf
- Bermejo, A., Torres, J., & Masferrer, N. (2009). LA UTILIZACION DE LOS MODELOS ARIMA EN LA ESTIMACION DEL PRECIO DE ACCIONES: UNA APLICACION PRELIMINAR. Depósito de Investigación Universidad de Sevilla.
- Fernández, L. (24 de Septiembre de 2020). Statista. Obtenido de <https://es.statista.com/temas/3631/grupo-pfizer/>
- González C., M. P. (Abril de 2009). Análisis de series temporales: Modelos ARIMA. País Vasco.
- Goswami, S., Shit, L., & Mondal, P. (2014). STUDY OF EFFECTIVENESS OF TIME SERIES MODELING (ARIMA) IN FORECASTING STOCK PRICES. International Journal of Computer Science, Engineering and Applications.
- Mejia, R., Hilario, L., & López, M. (2017). Predicción del precio diario de la acción de The Coca Cola Company. Boletín Científico de la Escuela Superior Tepeji del Rio.
- ONU, O. d. (22 de Enero de 2021). Noticias ONU. Obtenido de <https://news.un.org/es/story/2021/01/1487002>
- Simões, P. L. (23 de Septiembre de 2020). Dif Markets. Obtenido de <https://www.difmarkets.com/es/articulos/invertir-empresas-vacunas-covid/>
- stata. (s.f.). Stata. Obtenido de Arima: <https://www.stata.com/features/time-series/ts-arima.pdf>
- Trejos, A., Nieto, S., & Carvajal, P. (2003). MODELO DE PREDICCION DEL PRECIO DE LA ACCION ORDINARIA CEMENTOS ARGOS. Scientia et Technica.

ANEXOS

Anexo 1

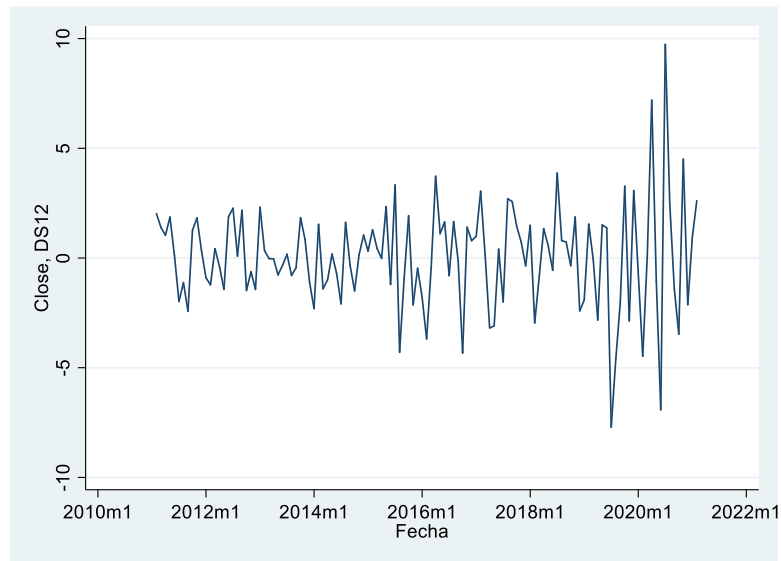


Ilustración 11: Diferencia estacional DS12.close (Precio de cierre) modelo SARIMA

Test de Raíz Unitaria SARIMA

Phillips-Perron

Phillips-Perron test for unit root
Number of obs = 120
Newey-West lags = 4

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-114.737	-19.867	-13.740
Z(t)	-12.004	-3.503	-2.889

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Dickey-Fuller Aumentado

Augmented Dickey-Fuller test for unit root
Number of obs = 108

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-4.425	-3.507	-2.889

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0003

Correlograma simple y parcial diferencia estacional

Tabla 9: Correlograma simple y parcial diferencia estacional

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1 [Autocorrelation]	0 [Autocorrelation]	1 [Autocorrelation]	-1 [Partial Autocor]	0 [Partial Autocor]	1 [Partial Autocor]
1	-0.0805	-0.0814	.80345	0.3701						
2	-0.2582	-0.2705	9.1398	0.0104						
3	0.1064	0.0612	10.567	0.0143						
4	0.1081	0.0568	12.054	0.0170						
5	-0.3107	-0.3012	24.438	0.0002						
6	0.0155	0.0203	24.469	0.0004						
7	0.2844	0.1795	35.029	0.0000						
8	-0.1378	-0.1162	37.531	0.0000						
9	-0.0496	0.0840	37.857	0.0000						
10	0.1567	0.0695	41.15	0.0000						
11	0.0302	0.0339	41.273	0.0000						
12	-0.5001	-0.6995	75.424	0.0000						
13	0.0606	0.0577	75.931	0.0000						
14	0.1534	0.0896	79.206	0.0000						
15	-0.0949	-0.1257	80.471	0.0000						
16	-0.0348	-0.2178	80.642	0.0000						
17	0.2119	0.1740	87.065	0.0000						
18	-0.0900	-0.1298	88.237	0.0000						
19	-0.1233	0.1764	90.455	0.0000						
20	0.0957	-0.0033	91.805	0.0000						
21	0.0192	-0.0004	91.859	0.0000						
22	-0.1661	-0.2266	96.009	0.0000						
23	-0.0235	-0.0489	96.093	0.0000						
24	0.1311	-0.3789	98.729	0.0000						
25	-0.0555	0.0677	99.206	0.0000						
26	-0.0403	-0.0543	99.461	0.0000						
27	0.1259	0.1066	101.97	0.0000						
28	0.0519	0.0103	102.4	0.0000						
29	-0.1757	-0.0635	107.4	0.0000						
30	0.1001	-0.0621	109.04	0.0000						

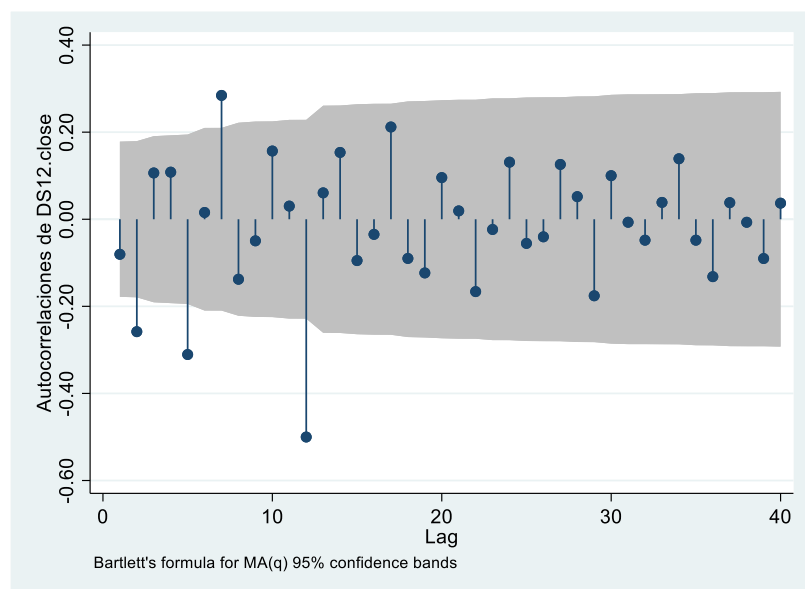


Ilustración 12: Autocorrelograma DS12.close (Precio de cierre)

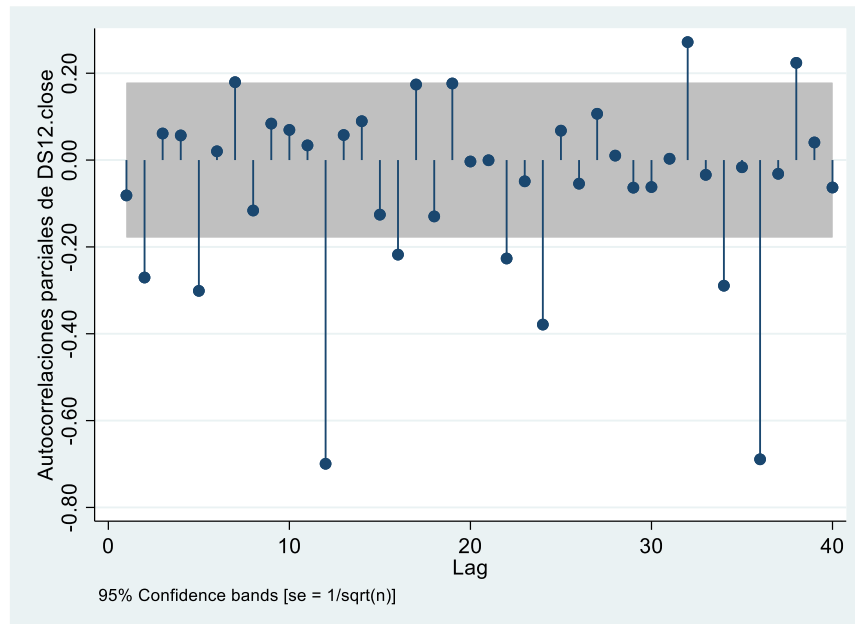


Ilustración 13: Autocorrelograma parcial DS12.close (Precio de cierre)

Anexo 2

Prueba de Portmanteau para ruido blanco

Portmanteau test for white noise

Portmanteau (Q) statistic = 22.9422

Prob > chi2(40) = 0.9860

Autocorrelograma y Autocorrelograma parcial errores modelo SARIMA

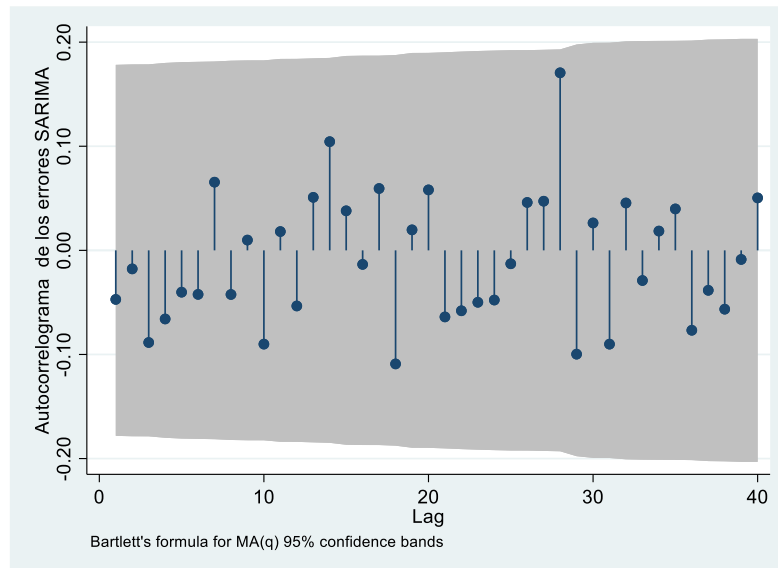


Ilustración 14: Autocorrelograma de los errores SARIMA

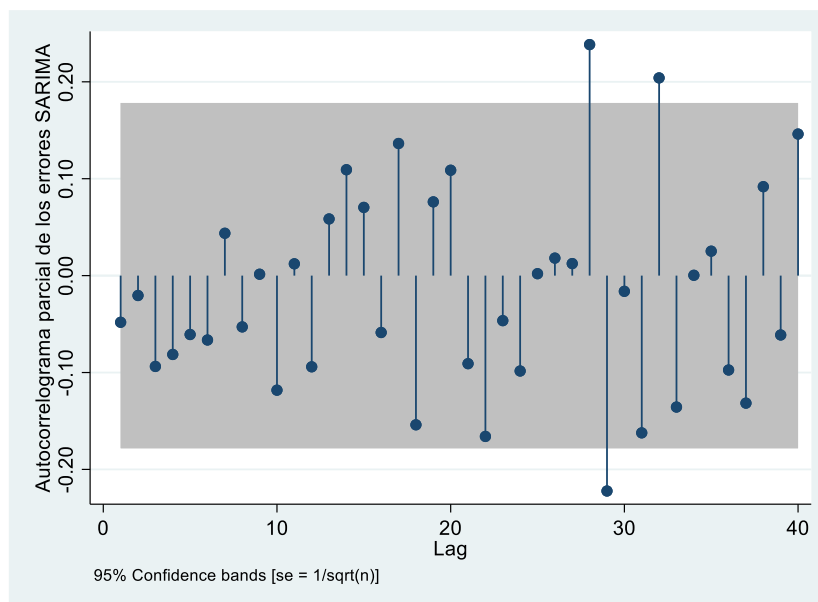


Ilustración 15: Autocorrelograma parcial de los errores SARIMA

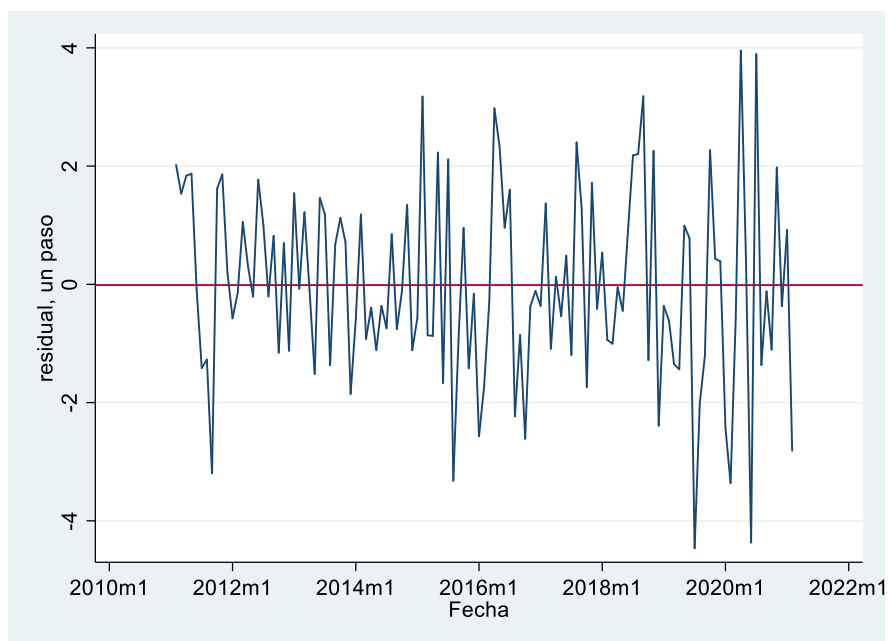


Ilustración 16: Errores SARIMA y su media