Trabajo Práctico N° 2

Análisis de Series Temporales

Maestría en Explotación de Datos y Gestión del Conocimiento

Layla Scheli, Franco Lianza, Lucio Scalzo, Ignacio Mujica, Alexis Walker

29 November 2021

Índice

Abstract

El presente trabajo tiene por objetivo estudiar la relación entre dos variables económicas fundamentales, el IPC (Indice de precios al Consumidor) y el índice de Salarios.

Ambos indicadores son considerados fundamentales para el desarrollo de un país ya que conllevan, en la relación entre ambos, dos efectos antagónicos según se comporten.

Por un lado, cómo evoluciona en nivel de vida de la población. Si los salarios se incrementan en mayor proporción que los bienes y servicios, consiguientemente se mejora el bienestar además del incremento de la producción ocasionando mayor demanda.

Por otro, como se demostrará en el desarrollo del presente. Si los indicadores de incremento de bienes y servicios crecen a mayor ritmo que los salarios, disminuye el bienestar de la masa asalariada.

Como resultado de este proceso inflacionario y de baja demanda interna hay que mencionar que esto perjudica a los sectores productivos internos.

Las causas que originan el fenómeno de inflación no serán tratadas por lo complejo y extenso que es el tema.

1 Introducción

Las series de tiempo son el resultado de observar valores de una variable aleatoria a lo largo del tiempo en intervalos iguales o desiguales. En el análisis de las series temporales se utilizan métodos que permiten interpretarlas y extraer información sobre las relaciones entre los datos de la serie u otras series.

Según Mochón and Beker (2008), *"La inflación es el crecimiento generalizado y continuo de los precios de los bienes y los servicios"* (p. 496), y el índice de precios al consumidor (IPC) representa el costo de la canasta de bienes y servicios consumidos por la economía local.

El fenómeno de la inflación se produce por múltiples causas. Las teorías tradicionales se pueden resumir en: inflación de demanda, que se produce cuando los gastos superan la capacidad de producción de la economía, por causas monetarias, cuando se incrementa la emisión monetaria, la inflación de costos, cuando los precios suben por grupos económicos de presión y la inflación estructural, que es la que se origina debido a los problemas estructurales de las economías en vías de desarrollo.

La percepción individual sugiere que los motivos, en la coyuntura actual, son variados: especulación, emisión desmedida, presión por devaluación, bajas exportaciones, monopolios formadores de precios, elevado gasto público, mercado laboral altamente regulado, etc.

Analizar como evolucionan conjuntamente en el tiempo el Índice de precios al consumidor y el Índice de salarios puede ayudar a clarificar los problemas y soluciones posibles.

Además, esta comparativa muestra cómo se comporta el poder adquisitivo de un empleado. Es posible determinar si se recompone conforme aumentan los precios, acompaña o se abre una brecha que da cuenta de su disminución.

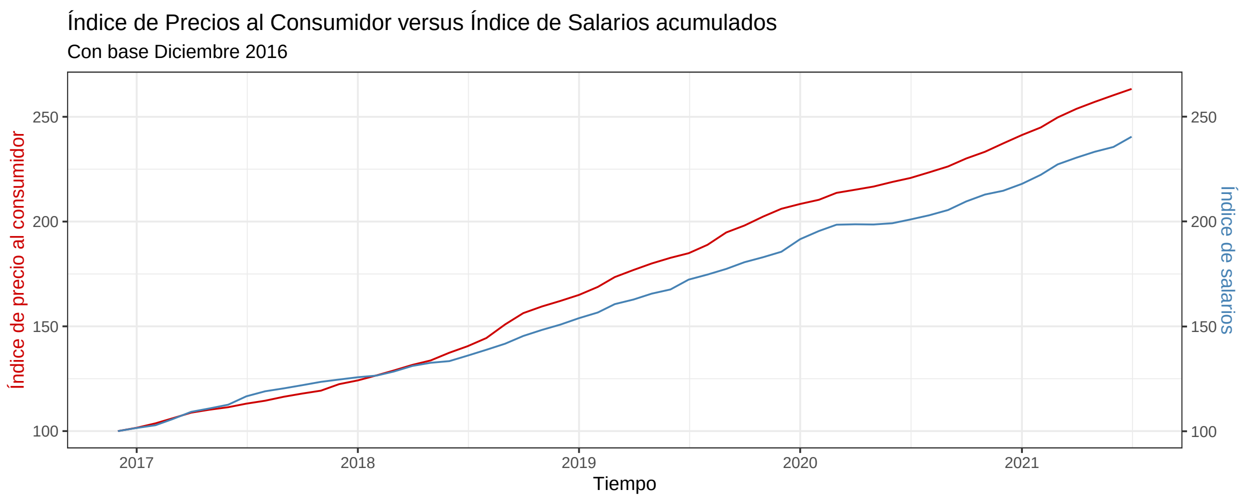


Fig. 1: Inflación versus Salarios

La información fue extraída de la página oficial del Instituto Nacional de Estadística y Censos - INDEC Argentina:

- Índice de precios al consumidor
- Índice de salarios

Se considera la variación mensual acumulada estableciendo a Diciembre 2016 como el 100% y se pretende predecir los cambios de las series para Enero 2022.

2 Marco Teórico

Un proceso autorregresivo de orden p, $AR(p)$, es definido de la siguiente manera:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + ... + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

La idea central es que el valor actual de la serie depende de los p términos previos de la misma. Es decir, que la serie se explica a si misma.

Por otro lado, un proceso de medias móviles de orden q, $MA(q)$, se define de la siguiente manera:

$$Y_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - ... - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (2)$$

De forma que el valor de la serie actual puede ser expresado como un promedio ponderado de los errores pasados de la misma.

Combinando los modelos autorregresivos y los modelos de medias móviles se obtienen los modelos $ARMA(p, q)$. El resultado entonces es:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + ... + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - ... - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3)$$

Los modelos autorregresivos y de medias móviles son validos para series de tiempo que son *estacionarias*. Se define que una serie es estacionaria de orden 2 cuando sus segundos momentos son constantes a lo largo del tiempo. Es decir, cuando su media y varianza se mantienen constantes. Por lo contrario, una serie es *no estacionaria* cuando la tendencia y/o la variabilidad cambian a lo largo del tiempo.

El presente trabajo práctico tiene como objetivo el análisis y predicción las series descriptas anteriormente mediante modelos ARMA.

2.1 Índice de Precios al Consumidor

2.1.1 Estacionaridad

En la Figura 2, se observa que la serie de IPC es *no estacionaria* ya que su media varia a lo largo del tiempo y su función de autocorrelación decrece en forma lineal lentamente.

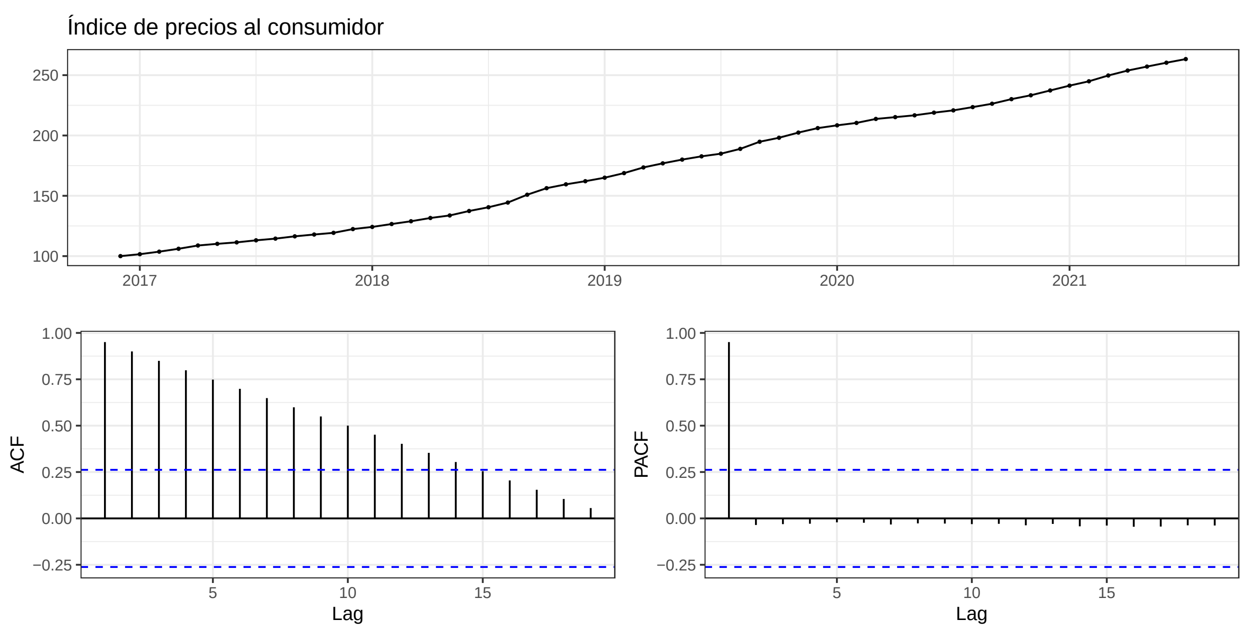


Fig. 2: Índice de precios al consumidor

Es posible someter la evidencia gráfica a distintas pruebas estadísticas para ratificar o rectificar lo observado.

2.1.1.1 Test de Dickey-Fuller aumentado sobre la serie original

En la ecuación de Dickey-Fuller aumentada (4):

$$\nabla Y_t = a_0 + a_1 t + (\phi_1 - 1)Y_{t-1} + \epsilon_t \tag{4}$$

Se pone a prueba el coeficiente que acompaña al rezago del período anterior: $(\phi_1 - 1)$.

El estadístico de este test es:

$$\tau^e = \frac{\hat{\phi_1} - \phi_1}{\sigma(\hat{\phi_1})} \tag{5}$$

Se plantea el siguiente test:

Si $\tau \leq \tau^e < 0 \Rightarrow$ No Rechazar H_0

Si $\tau^e < \tau \Rightarrow$ Rechazar H_0

Como se explica en Peña Sanchez de Rivera (2010), la hipótesis nula establece que la raíz mayor de un $AR(p+1)$ es igual a uno, por lo que el proceso es no estacionario.

En la Tabla 1 se observa τ^e entre el valor crítico y cero, lo que determina que no hay evidencia para rechazar H_0.

	Estadístico	1pct	5pct	10pct
tau3	-2.469	-4.04	-3.45	-3.15
phi2	7.057	6.50	4.88	4.16
phi3	3.819	8.73	6.49	5.47

Tabla 1: Prueba de ADF para IPC

2.1.1.2 Test de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) sobre la serie original

Kwiatkowski et al. (1992) define otra prueba en la cual la hipótesis nula determina que una serie temporal observable es estacionaria. Los resultados de la misma se encuentran detallados en la Tabla 2.

Estadístico	P-Value	Lag
1.5	0.01	3

Tabla 2: Test KPSS para IPC

Ambos tests concluyen que la serie de IPC es *no estacionaria*.

2.1.2 Diferenciación

Como se puede asumir que la tendencia de una serie en el instante t es muy próxima a la del instante $t-1$, se puede formular una nueva serie de la manera $Y_t = y_t - y_{t-1}$. Este proceso se define como *diferenciación* y permite transformar una serie no estacionaria a estacionaria.

Mediante la función `ndiffs` de R, se estima que el numero de diferenciaciones necesarias para convertir a la serie IPC en estacionaria (2 veces).

La Figura 3 muestra el indice de precios al consumidor diferenciado.

2.1.2.1 Test de Dickey-Fuller aumentado sobre la serie diferenciada

Se corrobora que la serie de IPC diferenciada es estacionaria mediante el test Dickey-Fuller aumentado (Tabla 3). El valor de τ^e se encuentra dentro de la zona de rechazo, por lo que se concluye que se rechaza H_0.

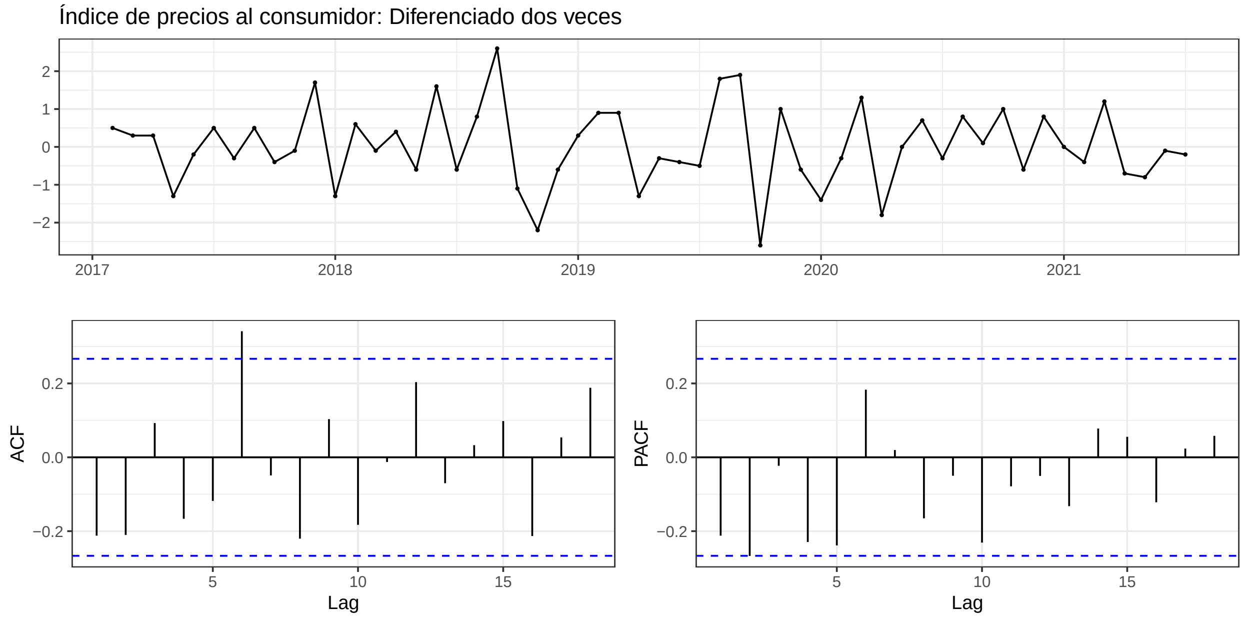


Fig. 3: Índice de precio al consumidor y su tendencia

	Estadístico	1pct	5pct	10pct
tau3	-7.139	-4.04	-3.45	-3.15
phi2	16.994	6.50	4.88	4.16
phi3	25.486	8.73	6.49	5.47

Tabla 3: Test de ADF para IPC diferenciada

2.1.2.2 Test de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) sobre la serie diferenciada

El test KPSS coincide con ADF. En este caso, el p-value es mayor al grado de significación de 0.05, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de estacionariedad.

Estadístico	P-Value	Lag
0.055	0.1	3

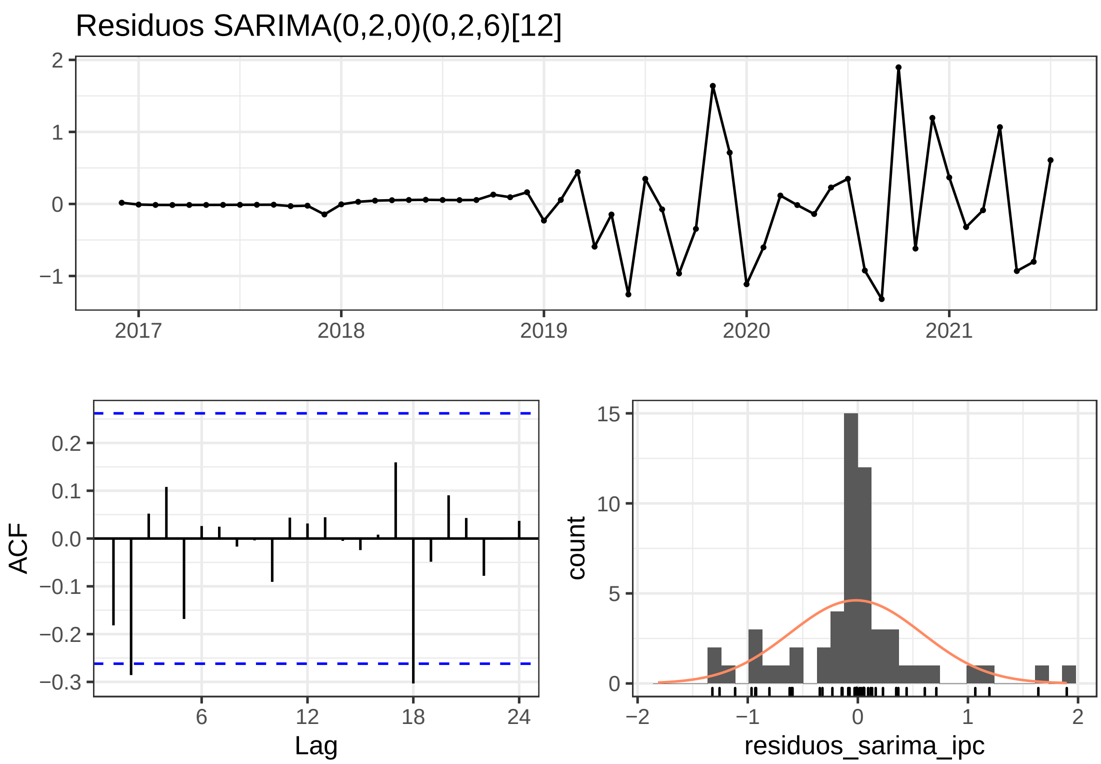
Tabla 4: Test KPSS para IPC diferenciada

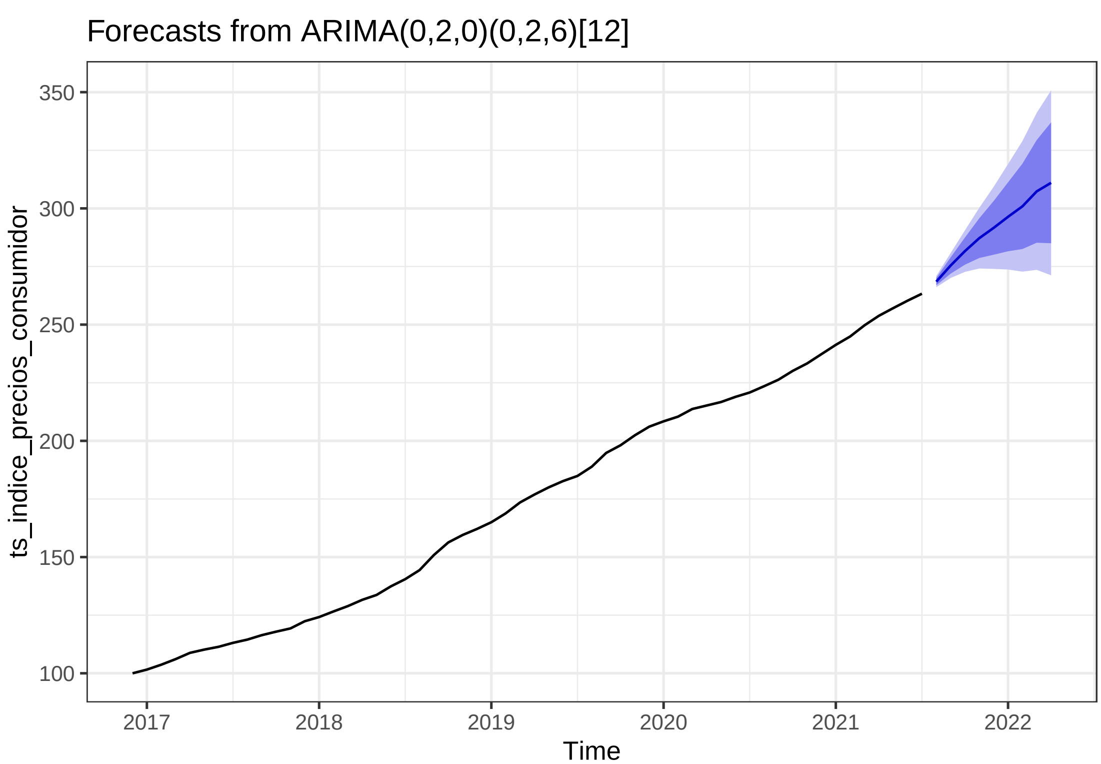
2.1.3 Modelado

En el trabajo practico anterior, se obtuvo un modelo $ARIMA(0,2,6)$ para modelar la serie IPC (ver summary en Apendice). En esta ocasión, se propone un modelo $SARIMA(0,2,0)(0,2,6)[12]$ (ver summary en Apendice) debido a la naturaleza de dicha serie.

Modelo	AIC	BIC
ARIMA(0,2,6)	154.470	158.448
SARIMA(0,2,0)(0,2,6)[12]	140.105	149.914

Tabla 5: Metricas modelos propuestos para IPC


Residuos SARIMA(0,2,0)(0,2,6)[12]
2
1
0
−1
2017
2018
2019
2020
2021
ACF
0.2
0.1
0.0
−0.1
−0.2
−0.3
6
12
18
24
Lag
count
15
10
5
0
−2
−1
0
1
2
residuos_sarima_ipc


Forecasts from ARIMA(0,2,0)(0,2,6)[12]
ts_indice_precios_consumidor
350
300
250
200
150
100
2017
2018
2019
2020
2021
2022
Time

2.2 Índice de Salarios

2.2.1 Estacionaridad

Prueba de Dickey-Fuller aumentada

	Estadístico	1pct	5pct	10pct
tau3	-1.449	-4.04	-3.45	-3.15
phi2	7.416	6.50	4.88	4.16
phi3	2.343	8.73	6.49	5.47

Tabla 6: Prueba de Dickey-Fuller aumentada (biblioteca urca)

TODO: formula del modelo

Prueba de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)

Estadístico	P-Value	Lag
1.5	0.01	3

Tabla 7: Prueba de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)

TODO: formula del modelo

En la Figura 4 se observa que, al igual que la serie de IPC, el Índice de Salarios tampoco es estacionario, su media varia a lo largo del tiempo y su función de autocorrelación también decrece lentamente en forma lineal.

Mediante la función ndiffs de R, se estima que el número de diferenciaciones necesarias para convertir la serie en estacionaria. El resultado obtenido es 1.

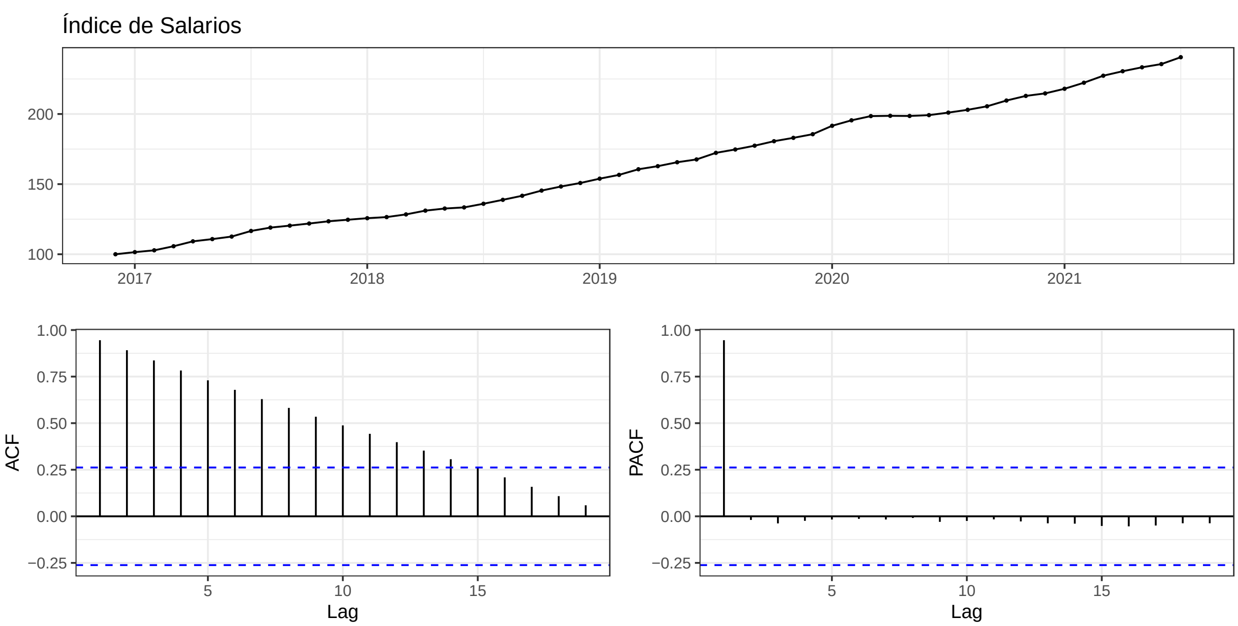


Fig. 4: Índice de Salarios

Se procese a su ejecución conforme el resultado sugerido. La Figura 5 muestra el índice de precios al consumidor diferenciado.

Tanto la función de autocorrelación (ACF) como la de autocorrelación parcial (PACF) presentan un lag significativo en 1, por lo que el proceso puede ser modelado con un $ARMA(1,1)$.

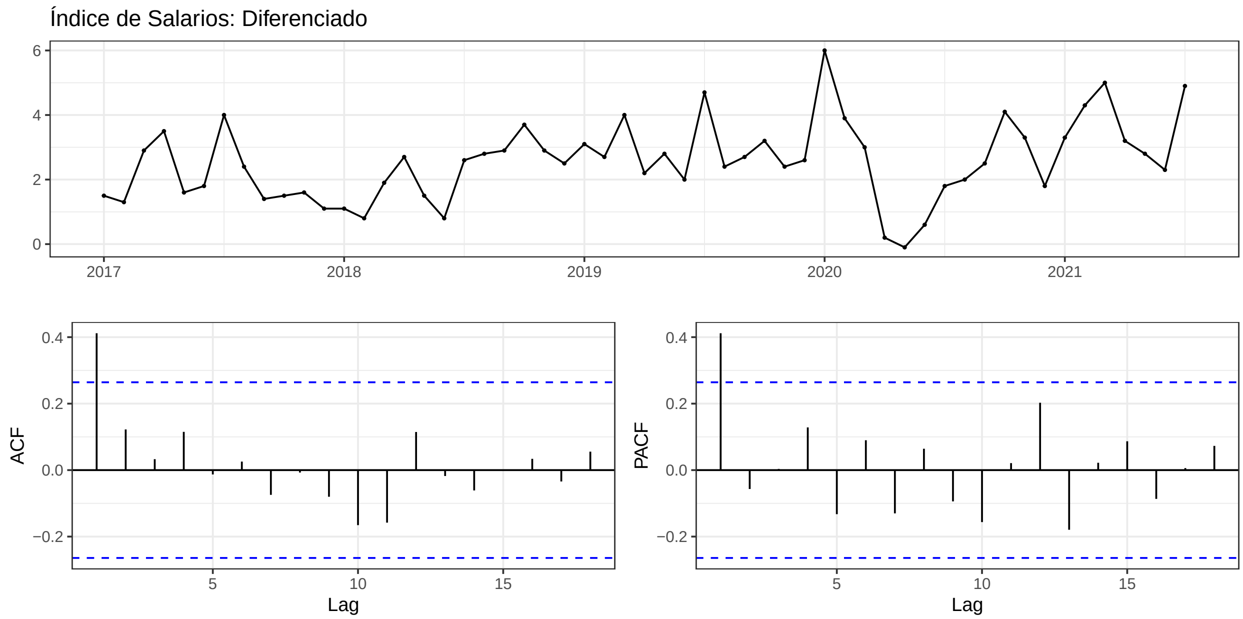


Fig. 5: Índice de Salarios y su tendencia

3 Análisis de Resultados

Se observa de los análisis realizados que el pronóstico de incremento de IPC es superior al pronóstico de incremento de masa salarial en una ventana de tiempo de considerable amplitud.

No se avisoran condiciones de política económica interna que alteren las tendencias observadas ni se espera cambios en el contexto internacional que ayuden a mejorar este desequilibrio.

4 Conclusiones

Queda en evidencia que la tendencia de estas variables son altamente negativas para la economía local.

De no realizarse cambios en el rumbo económico que impliquen mejoras en: el aspecto financiero (bajar el ritmo de emisión monetaria), incrementar las exportaciones para solventar la balanza de pagos y tipo de cambio, fomentar la producción nacional, para utilizar al máximo la capacidad instalada y poder disminuir las importaciones y luego con el crecimiento disminuir los impuestos para ser más competitivos, no se lograran mejorar los indicadores y el salario real seguirá decreciendo.

5 Referencias bibliográficas

Kwiatkowski, Denis, Peter C. B. Phillips, Peter Schmidt, and Yongcheol Shin. 1992. "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?" *Journal of Econometrics* 54 (1): 159–78.

Mochón, F., and V. Beker. 2008. *Economía, Principios y Aplicaciones*. McGraw Hill.

Peña Sanchez de Rivera, D. 2010. *Análisis de Series Temporales*. Alianza Editorial S.A.

6 Apéndices

6.1 Modelo $ARIMA(0, 2, 6)$ para Índice de Precios al Consumidor

```
##
## Call:
## arima(x = ts_indice_precios_consumidor, order = c(0, 2, 6), fixed = c(0, 0,
##     0, 0, 0, NA))
##
## Coefficients:
##       ma1  ma2  ma3  ma4  ma5     ma6
##         0    0    0    0    0  0.3161
## s.e.    0    0    0    0    0  0.1356
##
## sigma^2 estimated as 0.9389:  log likelihood = -75.24,  aic = 154.47
##
## Training set error measures:
##                      ME     RMSE       MAE        MPE      MAPE      MASE
## Training set 0.01006946 0.951667 0.7470765 0.01516551 0.4501471 0.2516179
##                    ACF1
## Training set -0.2047803
```

6.2 Modelo $SARIMA(0, 2, 0)(0, 2, 6)[12]$ para Índice de Precios al Consumidor

```
##
## Call:
## arima(x = ts_indice_precios_consumidor, order = c(0, 2, 0), seasonal = list(order = c(0,
##     2, 6), period = 12))
##
## Coefficients:
##          sma1    sma2     sma3     sma4    sma5     sma6
##       -1.9786  1.6082  -0.0361  -1.1080  0.9212  -0.1089
## s.e.   2.3331  3.7272   2.9930   1.9031  2.9920   1.1401
##
## sigma^2 estimated as 0.6554:  log likelihood = -63.05,  aic = 140.11
##
## Training set error measures:
##                       ME      RMSE       MAE         MPE      MAPE      MASE
## Training set -0.01735536 0.5940246 0.3686084 -0.01037925 0.1759104 0.1241486
##                    ACF1
## Training set -0.1816946
```