

PORTADA DE ANEXO

Número de Anexo:1

Folio de Equipo: 8341195

Modelo ARDL para predecir la inflación en México

$$\begin{aligned}\pi_t^{mx} = & \alpha + \beta_1 \pi_t^{us} + \beta_2 \pi_{t-1}^{us} + \cdots + \beta_8 \pi_{t-8}^{us} \\ & + \gamma_1 \Delta TC_t^{mx/us} + \gamma_2 \Delta TC_{t-1}^{mx/us} + \cdots + \gamma_5 \Delta TC_{t-5}^{mx/us} \\ & + \eta_1 r_{t-5}^{mx} + \eta_2 r_{t-6}^{mx} + \cdots + \eta_7 r_{t-12}^{mx} \\ & + \phi_1 \Delta IGAE_t + \phi_2 \Delta IGAE_{t-1} \\ & + \delta_1 \pi_{t-1}^{mx} + \delta_2 \pi_{t-2}^{mx} + \cdots + \delta_7 \pi_{t-7}^{mx} + \varepsilon_t\end{aligned}$$

Es un modelo ARDL con 5 variables y hasta 8 rezagos cada una. La excepción es la tasa, para la cual se consideran los rezagos del 5 al 12. Ello con el fin de considerar el rezago con el que opera la política monetaria. Las variables de nuestro modelo son:

π^{mx} := variación porcentual mes a mes de la inflación de México

π^{us} := variación porcentual mes a mes de la inflación de Estados Unidos

r_t^{mx} := tasa de referencia mensual promedio en México (BANXICO)

ΔTC := diferencia en el tipo de cambio mensual promedio de dólares

$\Delta IGAE$:= diferencia del Índice General de Actividad Económica

A continuación, se presenta la justificación de la inclusion de cada una de estas variables en nuestro modelo y de la decisión de rezagos por medio del criterio de Akaike.

Variación mensual de la inflación en México: El componente autorregresivo se incluye ante la evidencia que muestra que, dado su comportamiento a lo largo del tiempo, la inflación pasada es la principal determinante de la inflación actual¹.

Variación mensual de la inflación en Estados Unidos: La inflación en Estados Unidos es de utilidad para representar la porción de la inflación importada del extranjero en el modelo. Además, el hecho de que los Estados Unidos sean el principal socio comercial de México convierte su tasa de inflación en uno de los principales determinantes de la inflación doméstica.

Tasa de referencia mensual promedio: La inclusión de la relación entre la tasa de interés y la inflación, permite al modelo medir el efecto de las decisiones de política monetaria del banco central. Como se mencionó, un supuesto realizado por el modelo es que la tasa de referencia actúa con rezago. En el caso de nuestra propuesta de modelo, la tasa de referencia se vuelve relevante a partir del quinto rezago para explicar la inflación actual.

Diferencia en el tipo de cambio mensual promedio: A pesar de que hay evidencia que sugiere que el traslado de las variaciones en el tipo de cambio a la economía es

¹ Manuel Ramos-Francia y Alberto Torres, "Inflation Dynamics in Mexico: A Characterization Using the New Phillips Curve", *Documentos de Investigación del Banco de México*, no. 2006-15 (diciembre 2006).

relativamente bajo, es imposible asumir que irrelevante². Además, investigaciones recientes del Banco de México sugieren que este traslado es mayor en periodos con depreciación, como se espera en los siguientes dos años.^{3 4}

Diferencia en el IGAE: Es útil como una aproximación para el Producto Interno Bruto y, por tanto, del gasto agregado.

ARDL frente a otros modelos en la coyuntura actual.

La ventaja principal del ARDL frente a otros modelos como el ARIMA, ARIMAX y VAR es su flexibilidad. El ARDL permite utilizar una cantidad específica de regresores para cada variable. Al poder manejar números de rezagos mixtos para las variables, el modelo es capaz de limitar hasta que rezago se estudia cada variable. Esto es útil en modelos

² Carlos Capistrán, Raúl Ibarra-Ramírez y Manuel Ramos-Francia, "El Traspaso de Movimientos del Tipo de Cambio a los Precios: Un Análisis para la Economía Mexicana", *Documentos de Investigación del Banco de México*, no. 2011-12 (noviembre 2011).

³ Angeles Galvan, Daniel Josué Fernando Cortés, y Daniel Sámano, "Evolución y Características del Traspaso del Tipo de Cambio a Precios en México", *Documentos de Investigación del Banco de México*, no. 2019-10 (julio 2019).

⁴ Banco de México. Encuesta sobre las Expectativas de los Especialistas en Economía del Sector Privado: Febrero de 2023. (Ciudad de México: Marzo 2023). <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/encuestas-sobre-las-expectativas-de-los-especialis/%7B855ED2E3-925B-1EAC-8FCB-46249D589E5D%7D.pdf>

macroeconómicos con las siguientes características: (i) algunas variables pierden su relevancia explicativa a través del tiempo y en diferentes momentos; (ii) hay variables cuyo efecto tarda en verse reflejado. En nuestro modelo, lo anterior sucede específicamente con el IGAE y la Tasa de Referencia, para ambas variables existe literatura que explica sus dinámicas con respecto a la inflación.⁵

En el caso específico del fenómeno inflacionario que comenzó en 2020 y se agudizó a partir de 2021, es conveniente utilizar un modelo que incluya un número de rezagos mixtos para las variables. En años previos a la pandemia, cuando la inflación dependía generalmente de factores como estacionalidad, era aceptable utilizar modelos que no incluyeran variables con distinto número de rezagos. Capistrán y Ramos Francia abordan este tema.⁶ Sin embargo, en la coyuntura actual la inflación ya no es explicada principalmente por ese factor.

⁵ Lars Svensson, "Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule", *Journal of Monetary Economics* 43 (1999): 607-654.

⁶ Carlos Capistrán, Christian Constandse y Manuel Ramos Francia, "Using Seasonal Models to Forecast Short-Run Inflation in Mexico", *Documentos de Investigación del Banco de México*, no. 2009-05 (julio 2009).

Pruebas.

Es necesario destacar que, como en la mayoría de los modelos de series de tiempo, el ARDL necesita de variables estacionarias. Por ello, aplicamos una diferencia a las variables que no lo eran —tipo de cambio e IGAE— para convertirlas en estacionarias.

A continuación, se presentan las respectivas pruebas de estacionariedad de cada una de las variables. Para este propósito utilizamos una prueba aumentada de Dickey Fuller. La prueba en su forma más general se ve como se expone a continuación⁷.

Primero, se realiza una regresión de la siguiente forma:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \hat{\rho} y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \epsilon_t$$

y_t := variable dependiente en el periodo t

$\Delta y_t := y_t - y_{t-1}$

p := número de diferencias rezagadas incluidas en el modelo

ϵ_t := término de error de ruido blanco

Después, se calcula el estadístico ADF:

⁷ David Dickey y Wayne Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series

With a Unit Root", Journal of the American Statistical Association 74, no.366 (1979): 427-31.

$$ADF = \frac{\hat{\rho}}{SE(\hat{\rho})}$$

$\hat{\rho} :=$ coeficiente estimado de un modelo autoregresivo de la serie de tiempo

$SE(\hat{\rho}) :=$ error estándar de la estimación del coeficiente

Finalmente, se plantean las siguientes hipótesis:

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : \rho \leq 0$$

Dado el planteamiento de la prueba, la *hipótesis nula* es que la variable no es estacionaria, es decir, que presenta raíces unitarias. En contraste, la *hipótesis alternativa* plantea que la variable es estacionaria. A continuación, mostramos los valores p de cada uno de los regresores. Decidimos utilizar un valor de 8 rezagos para esta prueba para que coincidiera con el número máximo de rezagos que utilizamos en el ARDL.

Primero, la inflación en México:

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: data1$InflaciónVarMensual
Dickey-Fuller = -4.3151, Lag order = 8, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary
```

Con un valor p de 0.01, esta variable es estacionaria con un 99% de confianza.

Segundo, la inflación en Estados Unidos:

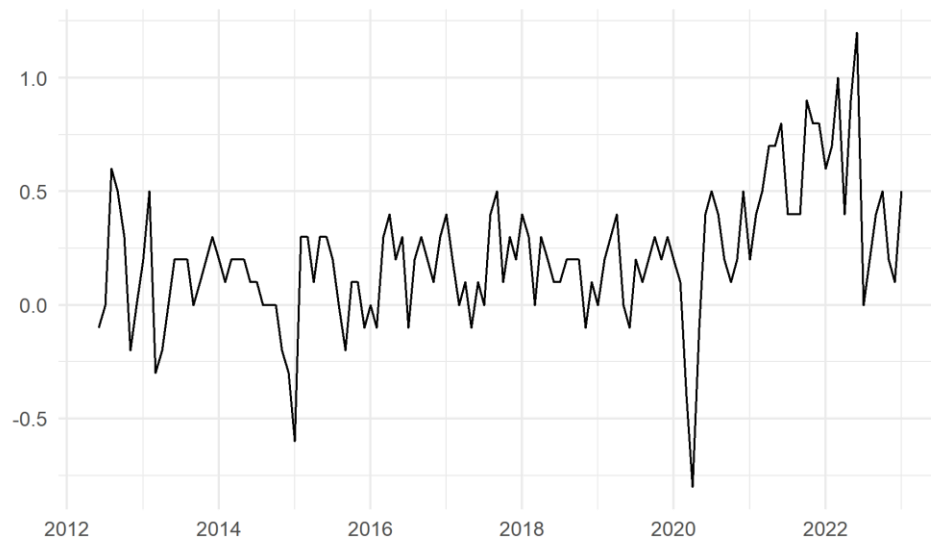
Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: data1$InflacionUSA  
Dickey-Fuller = -2.987, Lag order = 8, p-value = 0.1663  
alternative hypothesis: stationary
```

Se observa un valor p que nos sugiere que la variable es estacionaria con más del 80% de confianza. Si bien no es una confianza ideal (generalmente se utiliza al 90%, 95% y 99%), la teoría económica y evidencia empírica reciente muestran que es estacionaria. Otra forma de verlo es analizar las decisiones de los Bancos Centrales: en los últimos años, especialmente en Estados Unidos, es posible argumentar que la inflación se mantiene estacionaria en el tiempo por los objetivos de inflación de la política monetaria.

Graficamente, se puede observar que es una serie estacionaria. Si bien presenta una tendencia al alza durante finales del 2021 y el 2022, es posible observar que está regresando a su media.

Gráfica 1: Inflación mensual en Estados Unidos



Fuente:Elaboración propia con datos de la BLS

Tercero, la tasa de referencia en México:

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: data1$TasaReferencia5
Dickey-Fuller = -3.5793, Lag order = 8, p-value = 0.03798
alternative hypothesis: stationary
```

Con un valor p de 0.03798, la Tasa de Referencia tiene es una variable estacionaria con más del 95% de confianza.

Cuarto, la diferencia en el tipo de cambio promedio:

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: data1$diffTC  
Dickey-Fuller = -4.4226, Lag order = 8, p-value = 0.01  
alternative hypothesis: stationary
```

Anteriormente le aplicamos diferencias al tipo de cambio porque sabemos que es una variable no estacionaria. La prueba arroja que las diferencias del tipo de cambio promedio es una variable estacionaria con un 99% de confianza.

Quinto, la diferencia en el IGAE:

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: data1$diffIGAE  
Dickey-Fuller = -4.5123, Lag order = 8, p-value = 0.01  
alternative hypothesis: stationary
```

Anteriormente le aplicamos diferencias al IGAE porque sabemos que es una variable no estacionaria. Ahora bien, con un valor p de 0.01, la serie diferenciada es estacionaria con un 99% de confianza.

Ahora, para elegir el número de rezagos de cada variable utilizamos el criterio de Akaike.⁸ Este criterio es ampliamente utilizado para modelos de series de tiempo con énfasis en predicciones, se ve de la siguiente manera:

$$AIC = 2k - 2 \ln(\hat{L})$$

k := número de variables en el modelo

\hat{L} := máxima verosimilitud estimada del modelo

Para esto, utilizamos una función computacional que, por medio de simulaciones, nos permitió conocer las mejores combinaciones de rezagos (utilizamos la misma función de selección de número de rezagos para el resto de modelos en este documento).

	InflaciónVarMensual	diffIGAE	TasaReferencia5	diffTC	InflacionUSA	AIC
1	7	1	7	5	8	45.13420
2	7	0	7	5	8	45.19056
3	7	1	7	6	8	46.70781
4	7	1	8	5	8	46.72560
5	7	2	7	5	8	46.97723
6	7	3	7	5	8	47.35710
7	7	2	8	5	8	48.51140
8	7	2	7	6	8	48.53964
9	6	5	7	6	8	48.57866
10	6	4	7	6	8	48.63997

Cabe resaltar que una diferencia de 2 en el AIC es mínima. En este caso, se podrían haber usado las primeras 5 combinaciones de rezagos y hubiera sido casi indistinto. Sin

⁸ Hirotugu Akaike, "Likelihood of a model and information criteria", *Journal of Econometrics* 16, no.

embargo, elegimos una combinación de rezagos de (7, 1, 7, 5, 8), pues es el número de rezagos que tiene asociado el AIC más pequeño.

Para la tasa de referencia, después del quinto rezago, el criterio de Akaike arrojó 7 rezagos adicionales. Ahora bien, de acuerdo con la literatura macroeconómica, el efecto de un cambio en la tasa de referencia tarda aproximadamente cinco o seis meses en afectar la inflación. Con base en esto, hemos decidido incluir los rezagos de la tasa de referencia del período 5 al 12, ya que estos son los que tienen una relación significativa con la inflación en nuestro modelo. Si incluyéramos los rezagos inmediatos de la tasa de referencia, el resultado podría arrojar que la relación entre la tasa de referencia y la de inflación es positiva o, simplemente, no podría distinguir con claridad cuál es la relación.

Incluir demasiadas variables, y sus respectivos rezagos, es nocivo para el pronóstico, por lo cual se estableció un máximo de 8 rezagos en las simulaciones para evitar una sobre-parametrización del modelo.

Los resultados del ARDL son los siguientes:

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	0.317819	0.107071	2.968	0.003868	**
lag(InflaciónVarMensual, 1)	0.312050	0.104281	2.992	0.003601	**
lag(InflaciónVarMensual, 2)	-0.030769	0.101799	-0.302	0.763184	
lag(InflaciónVarMensual, 3)	-0.047636	0.102525	-0.465	0.643358	
lag(InflaciónVarMensual, 4)	-0.018143	0.100965	-0.180	0.857814	
lag(InflaciónVarMensual, 5)	-0.096389	0.102427	-0.941	0.349285	
lag(InflaciónVarMensual, 6)	-0.387674	0.103403	-3.749	0.000319	***
lag(InflaciónVarMensual, 7)	-0.018021	0.103284	-0.174	0.861894	
diffIGAE	0.052662	0.016595	3.173	0.002083	**
lag(diffIGAE, 1)	-0.020778	0.016980	-1.224	0.224383	
TasaReferencia5	-0.281465	0.230587	-1.221	0.225518	
lag(TasaReferencia5, 1)	0.792952	0.403086	1.967	0.052346	.
lag(TasaReferencia5, 2)	-0.488714	0.408920	-1.195	0.235282	
lag(TasaReferencia5, 3)	-0.205951	0.412159	-0.500	0.618557	
lag(TasaReferencia5, 4)	-0.056142	0.401661	-0.140	0.889162	
lag(TasaReferencia5, 5)	0.220503	0.381338	0.578	0.564599	
lag(TasaReferencia5, 6)	0.413044	0.379110	1.090	0.278938	
lag(TasaReferencia5, 7)	-0.394374	0.224583	-1.756	0.082603	.
diffTC	0.005821	0.050862	0.114	0.909145	
lag(diffTC, 1)	0.047771	0.060327	0.792	0.430593	
lag(diffTC, 2)	0.024727	0.062623	0.395	0.693913	
lag(diffTC, 3)	-0.074155	0.055515	-1.336	0.185114	
lag(diffTC, 4)	0.053758	0.053723	1.001	0.319773	
lag(diffTC, 5)	-0.122914	0.051327	-2.395	0.018778	*
InflacionUSA	0.174577	0.121815	1.433	0.155403	
lag(InflacionUSA, 1)	0.120545	0.132021	0.913	0.363729	
lag(InflacionUSA, 2)	-0.092114	0.131872	-0.699	0.486724	
lag(InflacionUSA, 3)	0.244169	0.131084	1.863	0.065881	.
lag(InflacionUSA, 4)	-0.034810	0.131073	-0.266	0.791192	
lag(InflacionUSA, 5)	0.101129	0.131185	0.771	0.442859	
lag(InflacionUSA, 6)	0.045692	0.129714	0.352	0.725501	
lag(InflacionUSA, 7)	0.451819	0.130596	3.460	0.000840	***
lag(InflacionUSA, 8)	-0.243921	0.128570	-1.897	0.061121	.

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.2572 on 87 degrees of freedom

(8 observations deleted due to missingness)

Multiple R-squared: 0.653, Adjusted R-squared: 0.5254

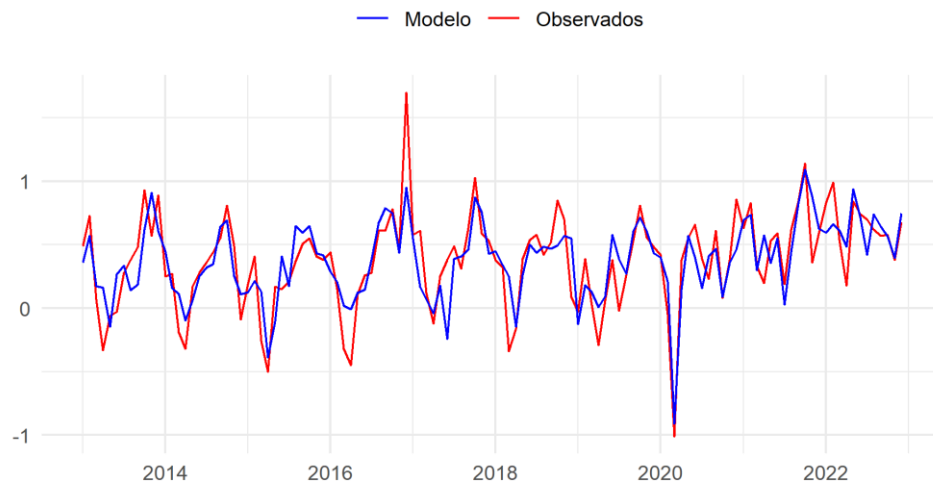
F-statistic: 5.117 on 32 and 87 DF, p-value: 7.063e-10

Se emplearon 120 observaciones mensuales para construir el modelo, cuyo periodo de análisis culminó en enero del presente año, que constituye el último mes en que se dispone de información completa de las variables consideradas. El tamaño muestral es lo suficientemente amplio para otorgar un grado significativo de confianza en la validez de los modelos econométricos empleados. Asimismo, el alto número de grados de libertad disponibles (87) contribuye de manera significativa a reforzar la robustez y fiabilidad de las estimaciones obtenidas.

De la tabla de anterior resalta la R^2 ajustada de 0.52. Este valor denota que el modelo no está sobre ajustado, que a su vez refleja que el número de rezagos que arrojó el criterio de Akaike es óptimo para la predicción. También resaltan algunas variables con significancia al 90, 95 y 99 por ciento de confianza.

A continuación, comparamos los valores ajustados de nuestro modelo con los observados.

Gráfica 2: Valores ajustados del ARDL y los observados en la inflación mensual en México



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco de México e INEGI

Si el modelo es bueno se espera que la serie ajustada y la observada sean similares. Esto sucede con nuestro modelo: en la gráfica se observa que los valores ajustados no parecen estar subestimados ni sobrestimados.

Otra prueba relevante es la que descarta heterocedasticidad. En este caso utilizamos una prueba de Breusch-Pagan.⁹

$$H_0 : \sigma^2$$

$$H_1 : \sigma_i^2$$

⁹ Trevor Breusch y Adrian Pagan, "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation", *Econometrica* 47, no. 5 (1979): 1287–94.

La hipótesis nula establece que la varianza del modelo es constante, por lo tanto, que es homocedástica. La hipótesis alternativa plantea que la varianza no es constante, es decir, que existe heterocedasticidad. Los resultados son los siguientes:

studentized Breusch-Pagan test

```
data: ardlm  
BP = 31.703, df = 32, p-value = 0.4816
```

Dado el valor p , no se rechaza la hipótesis nula. Esto implica que el modelo no tiene heterocedasticidad, por lo cual, no es necesaria ninguna corrección.

Predicciones de las otras variables.

Nuestro modelo requiere predicciones de las variables independientes. Para la diferencia del tipo de cambio promedio y para la inflación de Estados Unidos se utilizó un AR; para la diferencia de la IGAE se utilizó un ARMAX, que incluye la inversión privada y las remesas como variables explicativas. Los rezagos se determinaron por una función como la del ARDL, solo que está sin restricción de 8 rezagos.

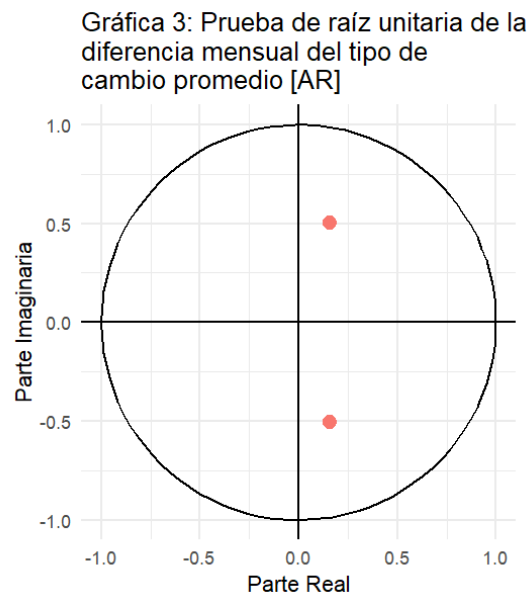
Primero, las cifras de marzo 2023-diciembre 2024 de las diferencias del tipo de cambio (TC) fueron pronosticadas con un AR de segundo orden. Para los valores de marzo-febrero del 2023 utilizamos la mediana del tipo de cambio promedio que reportan las

encuestas del Banco de México a analistas del sector privado.¹⁰ Así, la ecuación AR tiene la siguiente forma:

$$\Delta TC_t = \alpha + \beta_1 \Delta TC_{t-1} + \beta_2 \Delta TC_{t-2} + \varepsilon_t$$

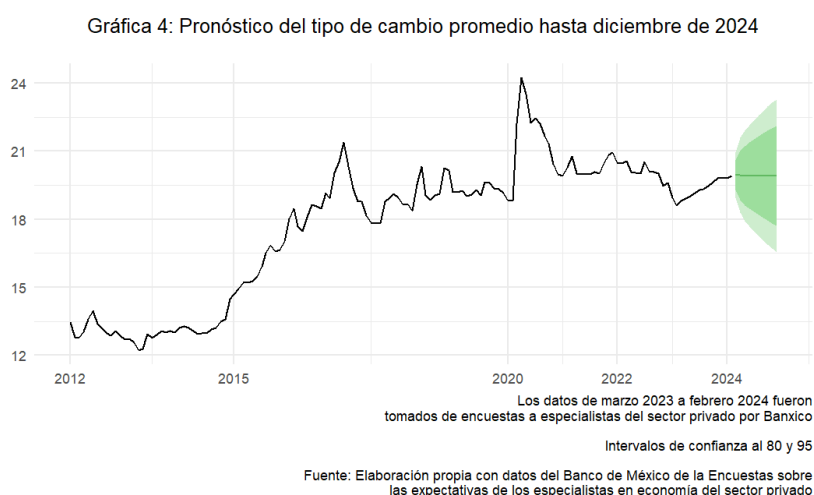
ΔTC := diferencia en el tipo de cambio promedio

Una equivalencia a la prueba ADF es graficar las raíces. Como se muestra en la Gráfica 3, los valores distintos a 1 aseguran que el modelo es estable.



¹⁰ Banco de México. Encuesta sobre las Expectativas de los Especialistas en Economía del Sector Privado: Febrero de 2023. (Ciudad de México: Marzo 2023). <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/encuestas-sobre-las-expectativas-de-los-especialis/%7B855ED2E3-925B-1EAC-8FCB-46249D589E5D%7D.pdf>

Con todo lo anterior, las predicciones para marzo del 2024 a diciembre del mismo año se muestran en la Gráfica 4. Es importante resaltar que el AR se hizo en diferencias, pero en la gráfica se presenta en niveles para una mejor visualización.



Segundo, para la estimación de las diferencias en el IGAE se utilizó un ARIMAX con dos variables adicionales: las diferencias en el índice de inversión fija bruta y en las remesas. Tanto la diferencia en las remesas como las del índice de inversión fija pasaron las pruebas de estacionareidad al 99% de confianza; para las predicciones de esas dos variables se utilizó un modelo AR(1) y ARMA (1,2)¹¹.

¹¹ Consideramos que no es necesario incluir las ecuaciones y raíces polinomiales de ambos modelos. Ambos tienen raíces no unitarias y menores a uno: son estables.

El modelo tiene la siguiente forma:

$$\Delta \text{IGAE}_t = \alpha + \beta_1 \Delta \text{IGAE}_{t-1} + \theta_1 \epsilon_{t-1} + \theta_2 \epsilon_{t-2} + \tau t + \gamma \Delta \text{REMESAS}_t + \Delta \text{INVFIJA}_t + \epsilon_t$$

Donde:

ΔIGAE := diferencia en el Índice General de la Actividad Económica (AR)

ϵ := termino de ruido blanco (MA)

$\Delta \text{REMESAS}$:= diferencia en remesas recibidas

$\Delta \text{INVFIJA}$:= diferencia en índice de inversión fija bruta

Augmented Dickey-Fuller Test

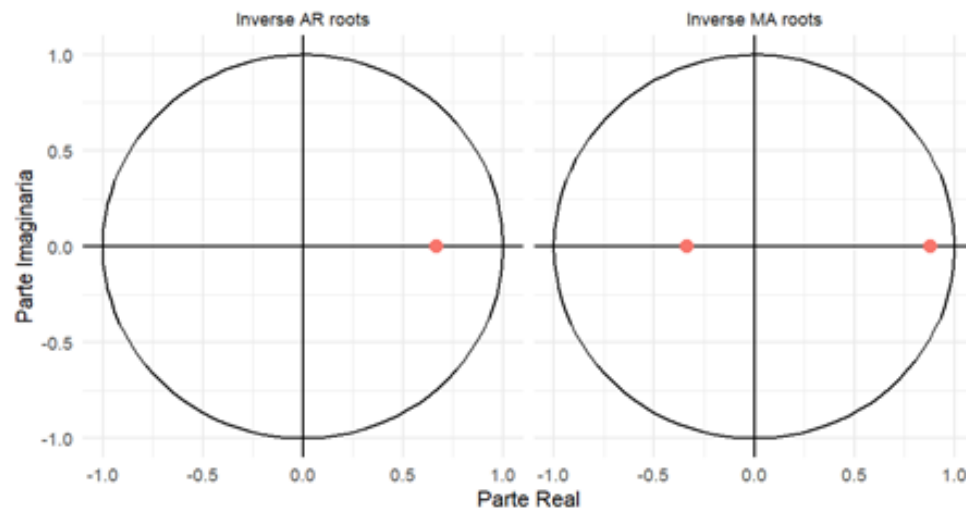
```
data: diff(rem)
Dickey-Fuller = -10.43, Lag order = 8, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: diff(inv)
Dickey-Fuller = -7.8908, Lag order = 8, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary
```

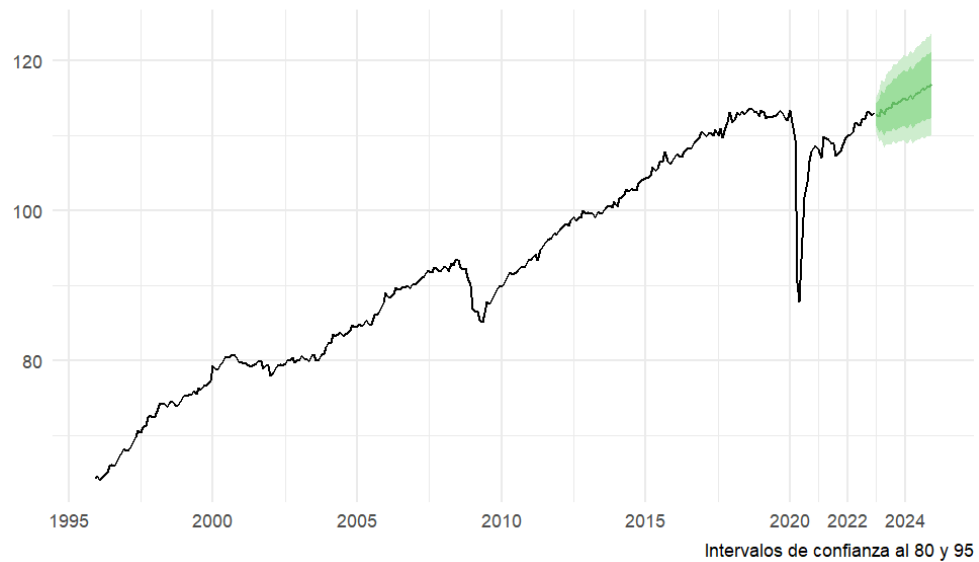
Una vez más, las gráficas de raíces sugieren que el modelo es estable.

Gráfica 5: Prueba de raíz unitaria de la diferencia en el IGAE [ARMAX]



Finalmente, la proyección (en niveles), se muestra en la Gráfica 6.

Gráfica 6: Pronóstico del IGAE hasta diciembre de 2024



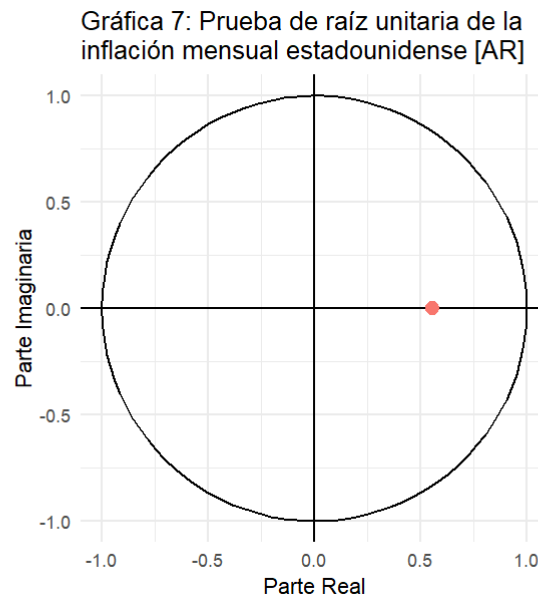
Tercero, para la inflación de Estados Unidos se utilizó de modelo un AR de la siguiente forma:

$$\pi_t^{us} = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1}^{us} + \varepsilon_t$$

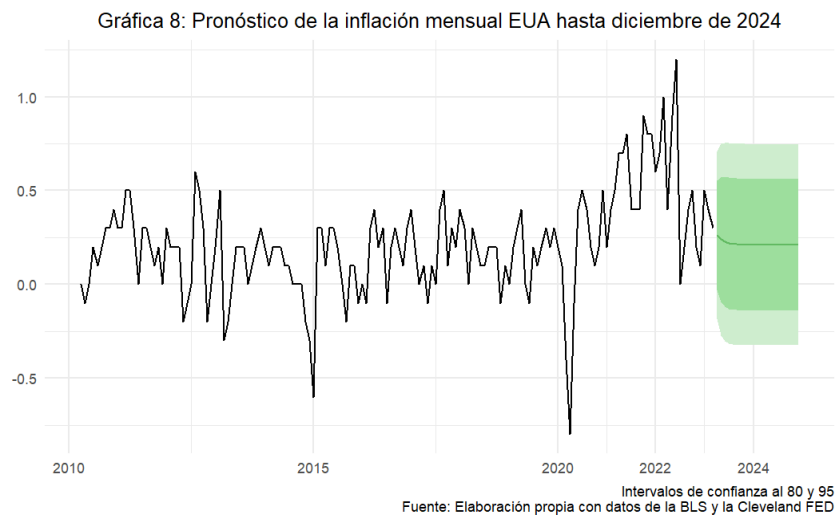
π^{us} := variación porcentual mes a mes de la inflación de Estados Unidos

Esta serie es estable (Gráfica 7) y sigue la tendencia que se presenta en la Gráfica

8. Cabe mencionar que el dato de marzo del 2023 se obtuvo de la estimación de inflación de la FED Cleveland¹².



¹² Cleveland FED, “Inflation Nowcasting”, consultado el 18 de marzo del 2023.



Escenario de política monetaria para la tasa de referencia.

Para la tasa de interés de referencia de Banxico utilizamos dos escenarios hipotéticos de política monetaria. Estos se explicaran a detalle en el anexo 2. Brevemente, el primero muestra una postura más agresiva de subidas de tasa de interés y el segundo es un escenario donde las tasas dejan de subir en 2023. Por la construcción de nuestro modelo, en el que se aclara que únicamente los rezagos del 5 al 12 en la tasa de referencia son relevantes para la inflación actual, los efectos de las tasas de referencia a la inflación en los meses de febrero, marzo, abril y mayo ya están determinados por valores que ya sucedieron.

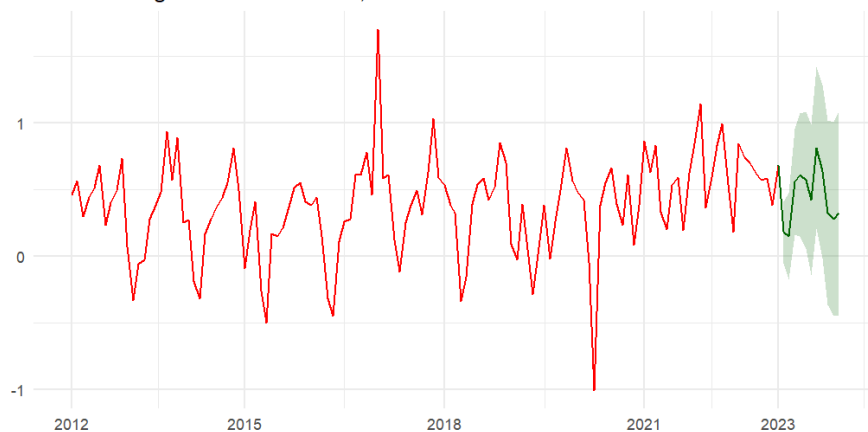
La tasa de referencia de ambos escenarios se muestra a continuación:

Cuadro 1: Escenarios de política monetaria		
	Escenario 1	Escenario 2
mar-23	11.25	11.00
abr-23	No hay anuncio	No hay anuncio
may-23	11.25	10.75
jun-23	11.25	10.75
jul-23	No hay anuncio	No hay anuncio
ago-23	11.50	10.50
sep-23	11.50	10.50
oct-23	No hay anuncio	No hay anuncio
nov-23	11.50	10.50
dic-23	11.50	10.50

Predicciones para la inflación en México.

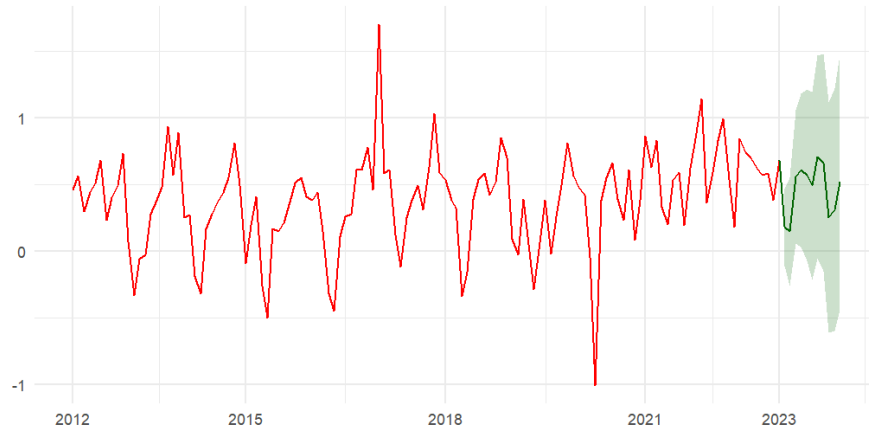
Una vez que ya tenemos el resto de variables explicativas proyectadas, hacemos las predicciones para la inflación en México. La gráfica solo ilustra las predicciones hasta el final del 2023.

Gráfica 9: Inflación mensual en México y predicción según el modelo ARDL, Escenario 1



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco de México
Intervalos al 80% de confianza

Gráfica 10: Inflación mensual en México y predicción según el modelo ARDL, Escenario 2



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco de México
Intervalos al 80% de confianza

La similitud en el inicio de las predicciones es por la construcción del modelo en donde se indica explícitamente en el modelo que la tasa de referencia no tiene relevancia hasta el quinto rezago. Por lo tanto, solo empezarán a variar hasta mayo. Lo más destacable de la política monetaria del escenario 2 es su fuerte tendencia a la alza al final del año. Esto último es preocupante porque, con una pequeña variación a la baja en las tasas de referencia, parece que la inflación mensual vuelve a acelerarse.

En la inflación acumulada del año, el modelo ARDL nos indica que, bajo el escenario 1, habría una inflación de 5.55% en el 2023. Mientras que, bajo el escenario 2 la economía mexicana presentaría una inflación del 5.79%. Es necesario recordar que la variación en los escenarios es muy poca, lo que nos da a pensar que el cambio de 0.24 puntos porcentuales es lógico. Cabe resaltar que, como los pronósticos se pasan a datos mensuales se tiene que pasar a su forma acumulada en el año

$$\text{INPC}_{\text{final}} = \text{INPC}_{\text{inicial}} \times (1 + r_1) \times (1 + r_2) \times \cdots \times (1 + r_{12})$$

$$\frac{\text{INPC}_{\text{final}}}{\text{INPC}_{\text{inicial}}} = 1 + \pi$$

r := inflación mensual

INPC := Índice Nacional de Precios al Consumidor

π := inflación anual

Es necesario remarcar que tanto la inflación anual y la inflación mensual en las ecuaciones de arriba no están expresadas como porcentaje.

Los resultados de la variación mensual es la que se muestra a continuación, la cuál, una vez operada con las ecuaciones de arriba resulta en el 5.55% anual (Escenario 1).

Cuadro 2: Resultados del modelo para escenario 1	
Mes	Predicciones
feb-23	0.177886043
mar-23	0.145118171
abr-23	0.556221657
may-23	0.606389701
jun-23	0.570289944
jul-23	0.419197655
ago-23	0.812700401
sep-23	0.633666218
oct-23	0.325241721
nov-23	0.274946586
dic-23	0.322063711

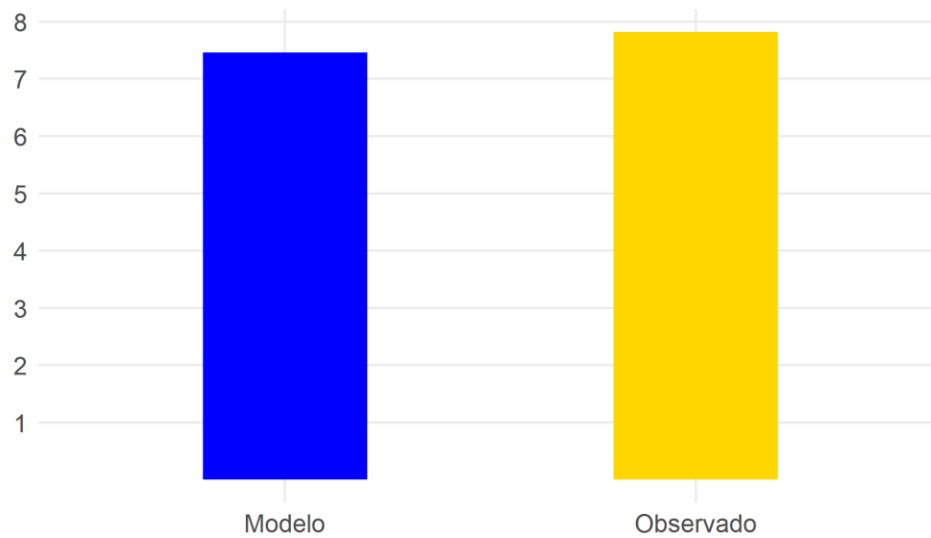
A continuación, las que resultan en el 5.79% en 2023 (Escenario 2).

Cuadro 3: Resultados del modelo para escenario 2	
Mes	Predicciones
feb-23	0.177886043
mar-23	0.145118171
abr-23	0.556221657
may-23	0.606389701
jun-23	0.570289944
jul-23	0.489563981
ago-23	0.706786580
sep-23	0.663124074
oct-23	0.252263913
nov-23	0.309173217
dic-23	0.519956777

Predicción dentro de la muestra.

Para probar la efectividad de nuestro modelo utilizamos el 2022 para hacer predicciones y ver qué tan bueno era el ARDL si cortabamos los datos hasta 2021 y tratabamos de estimar los valores del 2022. A continuación los resultados, ya en inflación anual en la siguiente gráfica.

Gráfica 11: Predicciones prueba para inflación en 2022 (anual)



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco de México

Por último, así se ven los datos mensuales de este ejercicio de estimar la inflación en el 2022.

Cuadro 4: Ejercicio de predicción para 2022		
Mes	Predicciones	Observados (se publican con 2 decimales)
ene-22	0.463861595	0.86
feb-22	0.698035831	0.63
mar-22	0.737285983	0.83
abr-22	0.298966949	0.33
may-22	0.575338483	0.20
jun-22	0.357297628	0.53
jul-22	0.550753127	0.59
ago-22	0.029603975	0.19
sep-22	0.446394720	0.62
oct-22	0.827572819	0.84
nov-22	1.092536057	1.14
dic-22	0.878680335	0.36

Fuente de la tercera columna: Banco de México

Consideraciones finales del modelo.

El ARDL y el resto de modelos para las otras variables nos permitió obtener una predicción bastante acorde a la realidad de la inflación. Se hizo una proyección también para 2024, donde se estima una inflación de alrededor del 4.2% en ambos escenarios. Sin embargo, por ser un plazo mucho mayor y por la construcción de nuestro ARDL preferimos centrarnos en la predicción para el 2023 por su confiabilidad.

El ARDL utilizado nos permitió incluir distintos rezagos, un factor fundamental para poder introducir supuestos macroeconómicos al modelo. Este factor es el que respalda predicciones mejores que otros modelos autorregresivos.

El modelo utilizado nos permitió aplicar la teoría macroeconómica (con énfasis en política monetaria) a la evidencia empírica para así obtener proyecciones confiables, y que parecen coincidir con las que ofrecen analistas del sector privado encuestados por el Banco de México en febrero. Concretamente, las encuestas estimaron una probabilidad del 42% que la inflación general en el 2023 cierre entre 5.0% y 5.5%, por otro lado, la probabilidad asociada a un valor entre 5.6 y 6.0 es de 22%¹³. Nuestras predicciones entran en esos valores, en especial la del Escenario 1 que utilizamos como la más viable en el documento nos indica que sería de 5.55%, un valor totalmente factible en esta coyuntura.

¹³ Banco de México. Encuesta sobre las Expectativas de los Especialistas en Economía del Sector Privado: Febrero de 2023.