

Pronóstico condicional de la inflación peruana: un enfoque Bayesiano

Conditional forecasting of Peruvian inflation: a Bayesian approach

Kevin Antonio Álvarez García ¹
Universidad Nacional del Callao. Lima, Perú
kaalvarezg@unac.edu.pe
<https://orcid.org/0000-0003-0037-4865>

Raúl Velita Zorrilla ²
Universidad Nacional Mayor de San Marcos. Lima, Perú
rvelitaz@unmsm.edu.pe
<https://orcid.org/0000-0002-7380-4427>

Recibido: 16/05/2022 - Aceptado: 04/07/2022 - Publicado: 31/07/2022

RESUMEN

El presente artículo muestra la aplicación de un modelo VAR condicional con el objetivo de estimar la trayectoria futura de la inflación peruana condicionada a la inflación estadounidense en base a 3 posibles escenarios: optimista, promedio y pesimista. Se incorpora para el caso peruano, la metodología desarrollada por Waggoner y Zha (1999), bajo estimaciones bayesianas y utilizándose el algoritmo de Gibbs Sampling para estimar y simular las distribuciones de los pronósticos. Los resultados muestran que para el año 2022 y ante un escenario pesimista, la inflación peruana alcanzaría su nivel más alto en el mes de junio. En un escenario promedio, el nivel más elevado de inflación se alcanzaría en abril, mientras que en un escenario optimista, se llegaría a un nivel máximo en marzo. Asimismo, se observa que la

diferencia de la inflación peruana promedio de un escenario a otro es alrededor de 0.2% mensual.

Palabras clave: VAR Bayesiano; Pronósticos; Política Monetaria; Inflación.

Código JEL: C53.

ABSTRACT

This article shows the application of a conditional VAR model in order to estimate the future path of Peruvian inflation conditioned to US inflation based on 3 possible scenarios: optimistic, average and pessimistic. For the Peruvian case, the methodology developed by Waggoner and Zha (1999) is incorporated, under Bayesian estimations and using the Gibbs Sampling algorithm to estimate and simulate the forecast distributions. The results show that for the year 2022 and in a pessimistic scenario, Peruvian inflation would reach its highest level in June. In an average scenario, the highest level of inflation would be reached in April, while in an optimistic scenario, it would reach a maximum level in March. Additionally, it is observed that the difference in average Peruvian inflation from one scenario to another is around 0.2% per month.

Keywords: Bayesian VAR; Forecasts; Monetary Policy; Inflation.

JEL Code: C53.

1. Introducción

La inflación es una de las variables más importantes para la estabilidad macroeconómica de un país. Si bien el objetivo de los bancos centrales es mantenerla estable, la inflación es una variable que está sujeta a distintos tipos de choques, sean de índole de demanda o de oferta. Por lo tanto, dado el régimen de metas explícitas de inflación, los bancos centrales tratan de conocer sus determinantes y realizar pronósticos para ejecutar su política monetaria. Por otro lado, para los agentes económicos, un pronóstico confiable de la inflación es importante para poder evaluar cómo las autoridades monetarias actuarán en el futuro, o para ayudarles a formar sus expectativas de inflación para negociar el salario de los empleados, contratos, etc. (Groen, Paap, & Ravazzolo, 2013). En ese sentido, conocer posibles escenarios y generar pronósticos confiables en el corto plazo se convierte en una tarea esencial.

El propósito de la presente investigación es generar un pronóstico de la inflación peruana condicional a la inflación norteamericana. Esta metodología, a diferencia de los modelos de predicción incondicionales, permite evaluar posibles escenarios ante riesgos latentes y generar un análisis de sensibilidad. Para implementarlo, se asume una trayectoria fija de una variable que afecta la evolución de otra³.

Se sigue la metodología introducida por Waggoner y Zha (1999) utilizando una estimación Bayesiana, debido a que existe evidencia que su utilización en los pronósticos de inflación de 1 a 12 meses poseen mayor capacidad predictiva en relación a aquellos modelos con estimaciones puntuales (Chavarría & Morales, 2015). Además, mediante una estimación Bayesiana se incorpora mucha más información (información a priori) acerca del proceso generador de datos. Asimismo, la simplicidad del modelo⁴ tiene el objetivo de ser parsimonioso y que permita la replicabilidad de los agentes fuera del proceso de proyección⁵.

Se documentan los efectos contagio entre la inflación global y la inflación doméstica. Se muestra evidencia de la importancia⁶ global que tiene la economía norteamericana para generar presiones en los precios tanto en economías desarrolladas como en emergentes y particularmente cómo su nivel de inflación podría ser relevante para explicar la trayectoria de la inflación en el Perú. Finalmente se realiza el pronóstico condicional fuera

de muestra en un horizonte de 6 meses en base a 3 posibles escenarios: pesimista, promedio y optimista.

2. Marco Teórico

Existen muchas investigaciones acerca de los efectos contagio de la tasa de inflación global. De acuerdo a Ciccareli y Benoit (2005), la inflación es un fenómeno internacional. Encuentran que la varianza de la inflación de 22 países de la OCDE es explicada en un 70% por la inflación global. En la misma línea, Altansukh et al. (2017), muestran que desde principio de los 90, la globalización está impulsando la inflación agregada. Evidencian la importancia que tienen los bienes energéticos y alimenticios en la inflación. Concluyen que la inflación energética contribuye significativamente a la inflación doméstica gracias al efecto de la globalización. Asimismo, De Soyres y Franco (2019) estudian el comovimiento y correlación de la inflación entre países mediante la sincronización de la inflación y la integración del comercio. Muestran que el aumento del comercio de bienes que se utilizan en la producción, se asocia significativamente en la correlación PIB-inflación-deflactor entre países.

Existen otras fuentes que explican el efecto de la inflación internacional en pequeñas economías abiertas con política monetaria independiente. Baurle et al. (2017) estiman que la inflación extranjera (zona Euro) se transmite a la inflación interna (Suiza) de manera significativa. Las presiones de demanda en países extranjeros generan un incremento sostenido en los precios de la economía interna. Muestran que una política monetaria contractiva generara una caída de precios, inversión y consumo en la economía suiza.

La economía estadounidense juega un rol fundamental en los mercados internacionales y en la inflación global. Cuando ocurrió la crisis del 2009, la economía mundial se vio afectada, el efecto recesivo se propago por todo el mundo. A su vez, en el año 2013, cuando se anuncia la reducción de estímulos monetarios por parte de la Fed, se generó un exceso de volatilidad e incertidumbre en los mercados financieros globales, acompañado de una caída de la inflación a nivel mundial⁷. Por tanto, los datos muestran que las políticas monetarias que adopta la Fed tendrían efecto en el nivel de inflación global.

Según Crespo-Cuaresma et al. (2016), la relación entre la política monetaria de U.S y la inflación mundial es significativa. Los autores estiman que un choque contractivo de la política monetaria de EE.UU conduce a una caída persistente en la producción internacional, una caída en las tasas de inflación global, un aumento en las tasas de interés internacionales y un fortalecimiento del dólar estadounidense en términos reales, con efectos de transmisión heterogéneos entre países. Feldkircher y Huber (2016) hacen hincapié en los canales de transmisión de los choques de oferta y demanda de EE.UU para afectar a la inflación global. Concluyen que los choques estadounidenses tienden a propagarse globalmente a través del canal financiero (es decir, las tasas de interés) y el canal comercial (es decir, el tipo de cambio efectivo real).

Faisal y Serletis (2019), evidencian que un choque de política monetaria en EE.UU, ya sea contractivo o expansivo, generan apreciaciones o depreciaciones significativas de divisas en los mercados emergentes; y este mecanismo podría presionar a la inflación mediante el efecto pass-through⁸.

Hacia inicios del 2021, luego del choque ocasionado por la crisis sanitaria del Covid-19 y en un contexto de recuperación económica de las principales economías avanzadas, principalmente de EE.UU, se evidencia un efecto global sobre la inflación. Esta recuperación rápida de la demanda interna, que ocasionó presiones inflacionarias en los precios de las materias primas, fletes y suministros obedeció, entre otras causas, a las medidas expansivas de provisión de liquidez por parte los bancos centrales a nivel mundial (con tasas de referencia en niveles mínimos históricos), y los planes de política fiscal brindando recursos para la contención de la pandemia.

Entre los paquetes adoptados por parte de la reserva federal se observó una política de compras de activos, principalmente en bonos del tesoro y deuda hipotecaria. Asimismo, redujo las tasas de interés a 0%, acompañada de una inyección de 700 mil millones de dólares a la economía en el 2020. El nivel de inflación en EE.UU al cierre del 2021 giró en torno al 7⁹% (superando niveles históricos) mientras que la inflación mundial alcanzó el 3.4¹⁰%. Dichas medidas, que fueron la norma en todo el

mundo, mostrarían evidencia del efecto traspaso de la inflación de EE.UU a nivel mundial.

Por otro lado, los desarrollos y vínculos comerciales que tiene EE.UU explicarían el porqué de su influencia en la inflación de la zona Euro. En tal sentido, la política fiscal estadounidense incrementa la demanda exterior de bienes y servicios en la zona Euro y se podrían observar ciertos efectos de contagio sobre su inflación. Estimaciones recientes del BCE muestran que los paquetes fiscales de EE.UU aprobados en marzo del 2021 pueden incrementar alrededor de 0.15 pp la inflación de la zona Euro entre el 2021 y 2023 (Banco Central Europeo, 2021).

En el Perú, el nivel de inflación se ha encontrado dentro de su rango meta en más del 80% de veces (Rossini, 2015). De esta manera, la política monetaria ha sido efectiva en cumplir su objetivo. Sin embargo, las desviaciones de su rango meta se explican por choques domésticos (demanda agregada) y choques externos (de oferta agregada). Si bien los vínculos comerciales y financieros con la economía norteamericana no son tan significativos, se podría explicar la relación entre ambas inflaciones mediante los choques de oferta. Lavanda y Rodríguez (2011) determinan que si bien los choques de demanda explican cerca del 60% la dinámica de la inflación, los choques de oferta son todavía bastante relevantes. En el mismo orden, Ribeiro (2019) demuestra que los choques de oferta juegan un rol importante en la dinámica de la inflación en el Perú, principalmente los choques provenientes por los precios internacionales de alimentos y energía.

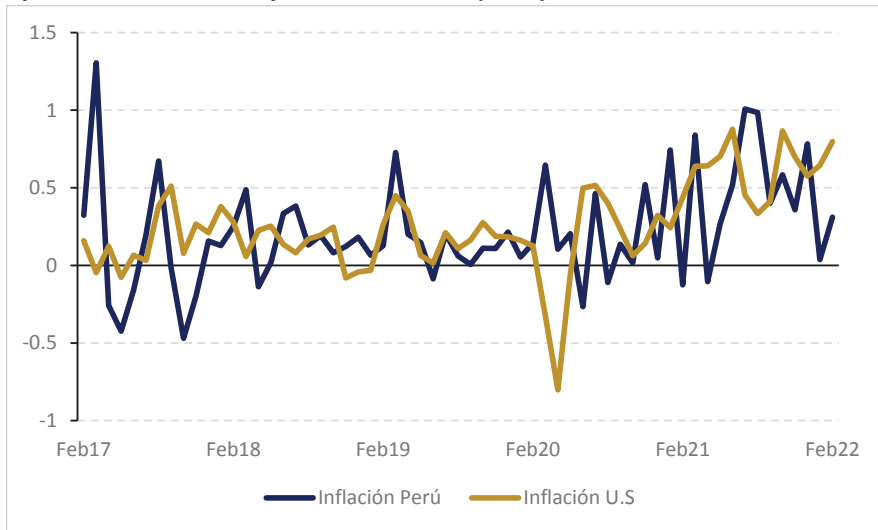
De acuerdo a Troncoso (2019), ante la presencia de heterogeneidad de activos y productividad, la política monetaria de Estados Unidos tiene menores efectos sobre la inflación y el nivel de consumo. Sin embargo, una recuperación rápida después de una abrupta caída puede haber incrementado dicho efecto. Otros factores internos pueden contribuir a las presiones inflacionarias, tal y como muestra Caycho & Moscol (2021), en un contexto de heterogeneidad de ingresos¹¹ para el Perú, una política monetaria expansiva genera un efecto positivo sobre el consumo, presionando de esta forma a los precios vía demanda interna. No obstante, cuando la brecha producto es negativa (como en el año 2021¹²) la inflación peruana se explica en mayor medida gracias a la inflación global.

3. Análisis de Datos

Para la presente investigación se utilizan datos de la inflación mensual de Perú y de Estados Unidos desde febrero del 2017 hasta febrero del 2022.

La figura 1 describe la evolución de las tasas de inflación mensual calculadas como la primera diferencia del Índice de Precios del Consumidor (IPC) entre el periodo 2017 y 2022. Queda claro que la inflación peruana ha pasado por periodos de mayor volatilidad entre el 2017 y 2018, a causa del niño costero, que afectó la oferta productiva alimentaria de manera transitoria, para luego mostrarse relativamente estable hacia inicios del 2020. Asimismo, la inflación de Estados Unidos muestra una trayectoria bastante estable durante el periodo considerado. Sin embargo, a partir de la crisis del 2020, parece existir un periodo de cambio de régimen, con cierta persistencia de la inflación en periodos posteriores. Esta abrupta caída puede considerarse también un dato atípico, pues tarde o temprano, la política monetaria generará una mayor estabilidad y convergencia de la inflación.

Figura 1
Inflación mensual de Perú y de Estados Unidos (var %)



Fuente: BCRP y Fed

Es bien aceptado que la inflación ha alcanzado un nivel estacionario, por lo que choques de toda índole harán que la inflación revierta hacia el nivel objetivo fijado por los bancos centrales. Dados los esquemas de metas de inflación, los bancos centrales reaccionan ante choques que desvíen a la inflación de su nivel objetivo o de un rango en específico. De esta manera, los bancos centrales ajustan sus condiciones monetarias y generan un proceso de convergencia del nivel de inflación.

Los distintos test de raíz unitaria confirman la premisa de estacionariedad. De acuerdo a la tabla 1, las pruebas ADF y PP rechazan la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria, en presencia o ausencia de componentes determinísticos. Sin embargo, para la inflación de Estados Unidos, la prueba ADF no puede rechazar la presencia de raíz unitaria bajo ningún componente determinístico. Este resultado puede ser causado debido a la presencia de un dato atípico¹³ de la inflación norteamericana y la persistencia que se observa a partir de enero del 2021. Dicha persistencia observada luego de la caída, obedece a la rápida recuperación económica de EE.UU y de los países desarrollados.

Tabla 1
Test de Raíz unitaria en niveles (p valor)

H ₀ : La serie presenta raíz unitaria				
	ADF Test*		PP Test**	
Series	Ningún Componente	Tendencia e Intercepto	Ningún componente	Tendencia e Intercepto
Inflación Perú	0.0002	0.0000	0.0000	0.0000
Inflación U.S	0.1961	0.0054	0.0481	0.0389

Nota. Los valores críticos fueron calculados al 95% de confianza. Se utiliza la muestra completa.

Tabla 2
Test de Raíz unitaria para la inflación de U.S en la submuestra (2017M2-2021M1)

H ₀ : La serie presenta raíz unitaria				
	ADF Test		PP Test	
Series	Ningún Componente	Tendencia e Intercepto	Intercepto	Tendencia e Intercepto
Inflación U.S.A	0.0011	0.0010	0.0051	0.0855

Nota. Los valores críticos fueron calculados al 95% de confianza. Se utiliza una submuestra.

Si no se considera en el análisis los periodos después de enero del 2021, las pruebas de raíz unitaria para la inflación norteamericana confirman su estacionariedad. La tabla 2 muestra que Bajo la ausencia o presencia de

componentes determinísticos, se rechaza la hipótesis nula y por tanto, el nivel de inflación sería convergente. De esta manera, para el propósito de la investigación y dada la evidencia empírica, se considera que la inflación norteamericana también es un proceso estacionario.

De acuerdo a la figura 2 y 3, la inflación peruana no presentaría componentes autoregresivos. Según las funciones de autocorrelación simple y parcial, la inflación peruana mensual se comporta como un proceso ruido blanco, indicando que los choques son convergentes (se diluyen en el tiempo) y que no existe persistencia. Por otro lado, la inflación estadounidense tiene cierta persistencia, mostrando una fuerte correlación en el periodo 1. De esta forma, se establece que la inflación mensual estadounidense podría tener cierto tipo de inercia.

Figura 2
Función de autocorrelación simple

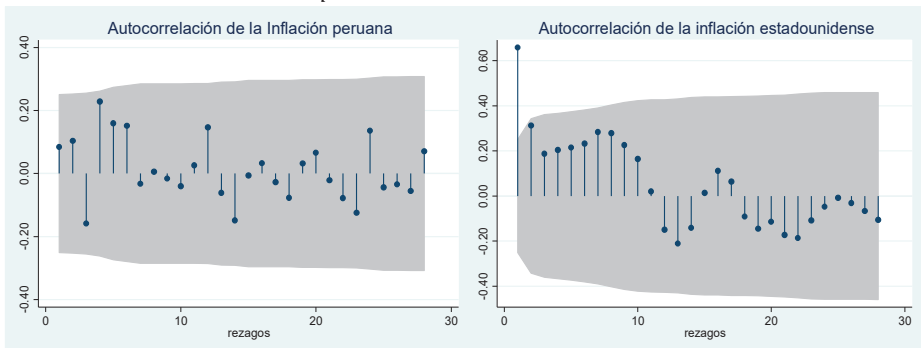
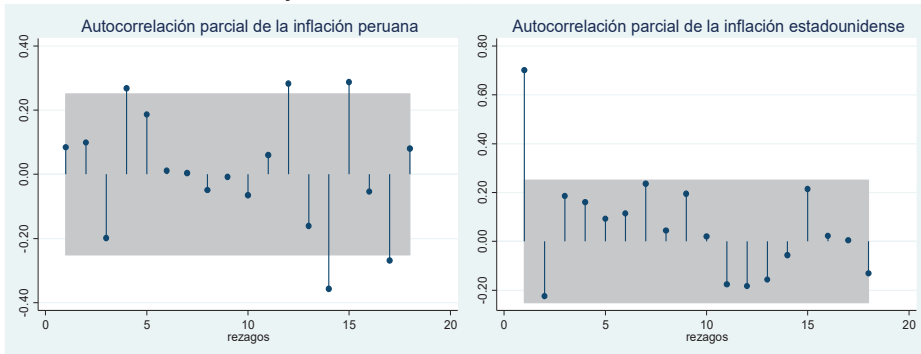


Figura 3
Función de autocorrelación parcial



Fuente: Elaboración propia. Los intervalos se construyeron al 95% de confianza

4. Metodología

En el presente estudio se estimará un VAR bayesiano con el fin de realizar un pronóstico de la inflación peruana, condicionada a que la tasa de inflación de Estados Unidos toma unos valores dados basados en diferentes escenarios. Este análisis contrasta con los pronósticos incondicionales, donde ningún camino futuro de ninguna variable es asumido.

Modelo de vectores autoregresivos Bayesianos (BVAR)

De acuerdo a Sims (1980), los modelos VAR surgen con el objetivo de generar pronósticos y análisis de política económica mediante las funciones impulso respuesta. Este tipo de modelos han sido usados con mucha frecuencia para estudiar los efectos de políticas monetarias, fiscales, comerciales y para realizar pronósticos en el corto plazo. A diferencia de modelos anteriormente utilizados para pronósticos como los ARIMA, los modelos multivariados ofrecen mayor información al incluir más variables relevantes que ayudan a mejorar los pronósticos. De acuerdo con Valle y Morán (2003) los modelos VAR son uno de los mejores modelos¹⁴ para pronosticar en el corto plazo variables como la inflación. No obstante, los modelos VAR con estimaciones puntuales¹⁵ fueron criticados por problemas de estimación, pues el exceso de parámetros a estimar y la existencia de poca data generan una sobredimensionalidad paramétrica¹⁶, ocasionando ineficiencia y problemas en la inferencia.

De esta forma surgen los modelos VAR bajo inferencia Bayesiana (BVAR), que incorporan simples reglas de probabilidad fundamentadas en la regla de Bayes. Según este tipo de inferencia, los parámetros a estimar son aleatorios y el objetivo es estimar sus distribuciones de probabilidad.

Los insumos considerados para dicha estimación son 3: la distribución a priori, que refleja las creencias del investigador acerca de la función de densidad de probabilidad de los parámetros; la función de verosimilitud, que describe el ajuste de los parámetros a la data observada; y la distribución posterior, que es el interés fundamental de la econometría Bayesiana, pues captura la distribución de los parámetros en base a información a priori y a la data.

El beneficio de adoptar una estimación Bayesiana, además de resolver problemas paramétricos, es mejorar el desempeño de los pronósticos, con respecto a sus pares frecuentistas. Canova (2007), encuentra que los pronósticos de inflación para países del G7, mejoran con respecto a modelos VAR frecuentista, pues el Error cuadrático Medio (ECM) es mucho menor. Además, los modelos Bayesianos son enriquecidos con una mayor fuente de información, proveniente del conocimiento a priori.

Para fines demostrativos, se considera un modelo VAR en forma reducida:

$$x_t = b_d d_t + \sum_{i=1}^p b_i x_{t-i} + a_t \quad (6)$$

Donde $a_t \sim N(0, \Sigma)$

el vector de variables autoregresivas endógenas es x_t , mientras que d_t es un conjunto de variables determinísticas (el intercepto o tendencias). La ecuación 6 puede expresarse como:

$$y = XB + a \quad ; \text{ Donde } a_t \sim MN(0, \Sigma, I_T) \quad (6.1)$$

Siendo X, el vector de variables endógenas actuales y rezagadas, y B, la matriz de parámetros a estimar. La distribución matricial del vector la matriz de errores es llamada Matrix Normal.

La función de verosimilitud, es la que incorpora la información proveniente de la data, y se relaciona con estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios (M.C.O). Sea la función:

$$L(B, \Sigma) \propto \frac{\exp\{-\frac{1}{2} \text{tr}[\Sigma^{-1}(y - XB)'(y - XB)]\}}{|\Sigma^T|} \quad (6.2)$$

Así, los estimadores de M.C.O se definen:

$$\hat{B} = (X'X)^{-1}X'y \quad \text{y} \quad \hat{S} = (T - k)\hat{\Sigma} = (y - X\hat{B})'(y - X\hat{B}) \quad (6.3)$$

El vector de parámetros estimados es \hat{B} y \hat{S} es la desviación estándar muestral. Reemplazando 6.3 en 6.2 obtenemos:

$$L(B, \Sigma) \propto \frac{\exp\{-\frac{1}{2} \text{tr}[\Sigma^{-1}(\hat{S} + (\hat{B} - B)'X'X(\hat{B} - B))]\}}{|\Sigma^T|} \quad (6.4)$$

Reescribiendo 6.4, para obtener una estructura más intuitiva, se obtiene la función de verosimilitud:

$$L(B, \Sigma) \propto \frac{\exp\left\{-\frac{1}{2} \text{tr}[\Sigma^{-1}(\widehat{B} - B)' X' X(\widehat{B} - B)]\right\}}{|\Sigma^{\frac{T}{2}}|} \frac{\exp\left\{-\frac{1}{2} \text{tr}[\Sigma^{-1} \widehat{S}]\right\}}{|\Sigma^{\frac{T-n}{2}}|} \quad (6.5)$$

Los priors para las distribuciones paramétricas que se utilizan en este modelo, son las estimaciones puntuales frecuentistas estimadas por un modelo VAR. Considerando un VAR bivariado con 2 rezagos y 2 interceptos, obtenemos:

$$B = \begin{pmatrix} b_{11}(1) & b_{21}(1) \\ b_{12}(1) & b_{22}(1) \\ b_{11}(2) & b_{21}(2) \\ b_{12}(2) & b_{22}(2) \\ c_1 & c_2 \end{pmatrix}$$

Utilizando el operador vec , definimos las medias y varianzas de cada parámetro a priori, que se incorporan en conjunto con la función de verosimilitud para obtener las distribuciones posteriores.

$$\beta = \text{vec}(B) = \begin{pmatrix} b_{11}(1) \\ b_{12}(1) \\ b_{11}(2) \\ b_{12}(2) \\ c_1 \\ b_{21}(1) \\ b_{22}(1) \\ b_{21}(2) \\ b_{22}(2) \\ c_2 \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} \widehat{b}_{11}(1) \\ \widehat{b}_{12}(1) \\ \widehat{b}_{11}(2) \\ \widehat{b}_{12}(2) \\ \widehat{c}_1 \\ \widehat{b}_{21}(1) \\ \widehat{b}_{22}(1) \\ \widehat{b}_{21}(2) \\ \widehat{b}_{22}(2) \\ \widehat{c}_2 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma^2_{11} & 0 & 0 & \dots \\ 0 & \sigma^2_{22} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \vdots & \ddots \end{pmatrix} \right)$$

En donde \widehat{b}_{ij} y σ^2_{ii} son las estimaciones de los parámetros y varianzas del modelo mediante M.C.O.

Modelo condicional Bayesiano

En muchos casos (importante para aplicaciones del banco central) los pronósticos de las variables macroeconómicas que son condicionadas a trayectorias fijas de otras variables, son necesarios. Por ejemplo, se puede desear pronosticar el crédito y el precio de los activos asumiendo que la inflación y el crecimiento del PIB siguen ciertas trayectorias

futuras, fijadas de antemano en el pronóstico oficial del banco central. Waggoner y ZHA (1999) proporcionan un marco conveniente para calcular no solo los pronósticos condicionales, sino también la distribución de los pronósticos usando el algoritmo de Gibbs Sampling. De esta manera, la forma de incorporar trayectorias condicionales es muy sencilla, a diferencia de otros pronósticos en los que se introducen restricciones en forma de combinaciones lineales de valores futuros. Por tanto, esta metodología mejora la evaluación de verosimilitud de la muestra con respecto a la evolución histórica de las variables. De acuerdo a su enfoque y a modo ilustrativo, se considera un simple modelo VAR (1):

$$Y_t = c + BY_{t-1} + A_0\varepsilon_t \quad (7.1)$$

Donde Y_t denota una matriz $T \times N$ de variables endógenas, ε_t son los shocks estructurales no correlacionados y $A_0A_0' = \Sigma$, donde Σ denota la varianza de los residuos del modelo VAR de forma reducida. Iterando la ecuación 7.1 hacia el periodo K , se obtiene:

$$Y_{t+K} = c \sum_{j=0}^K B^j + B^j Y_{t-1} + A_0 \sum_{j=0}^K B^j \varepsilon_{t+K-j} \quad (7.2)$$

La ecuación 7.2 muestra que el pronóstico de Y_{t+k} puede ser descompuesto en componentes con y sin shocks estructurales. El punto clave a tener en cuenta es que si se incorpora una restricción sobre la trayectoria futura de la J -ésima variable en Y_t , esto implica restricciones sobre los choques futuros a las demás variables del sistema. Esto puede verse fácilmente reordenando la ecuación 7.2

$$Y_{t+K} - c \sum_{j=0}^K B^j - B^j Y_{t-1} = A_0 \sum_{j=0}^K B^j \varepsilon_{t+K-j} \quad (7.3)$$

Si algunas de las variables en Y_{t+k} están restringidas para seguir una trayectoria fija, esto implica restricciones sobre las futuras innovaciones sobre las HRS de la ecuación 7.3. Waggoner and Zha (1999), expresan esas restricciones sobre las futuras innovaciones como:

$$R\varepsilon = r \quad (7.4)$$

Donde r es un vector $(M \times k) \times 1$, donde M es el número de variables con restringidas y k denota el número de periodos en que la restricción es aplicada. Los elementos del vector r son las trayectorias para las variables

restringidas menos el pronóstico incondicional de las variables restringidas. R es una matriz con dimensiones $(M \times k) \times (N \times k)$. Los elementos de esta matriz son los impulsos respuesta de las variables restringidas a los choques estructurales ε en el horizonte 1, 2,3... k . El vector ε de dimensiones $(N \times k) \times 1$, contiene los choques futuros restringidos.

Doan et al. (1983), muestran que una estimación vía OLS para las innovaciones restringidas en la ecuación 7.4 serian

$$\hat{\varepsilon} = R'(R'R)^{-1}r \quad (7.5)$$

Usamos la ecuación 7.5 para describir la estructura de las matrices R y r . Se tiene el vector de k choques estructurales¹⁷ restringidos a estimar para el pronóstico de n periodos. Sea $k=1,2$ y $n=3$, entonces

$$\hat{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \hat{\varepsilon}_{1t+1} \\ \hat{\varepsilon}_{2t+1} \\ \hat{\varepsilon}_{1t+2} \\ \hat{\varepsilon}_{2t+2} \\ \hat{\varepsilon}_{1t+3} \\ \hat{\varepsilon}_{2t+3} \end{bmatrix} \quad (7.6)$$

Se denota a $z_{i,j}^k$ como el impulso respuesta de la j^{th} variable en el horizonte i para el k^{th} choque estructural. Por tanto, la matriz de impulsos respuesta R esta diseñado para ser compatible con $\hat{\varepsilon}$.

$$R = \begin{bmatrix} z_{1,2}^1 & z_{1,2}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ z_{2,2}^1 & z_{2,2}^2 & z_{1,2}^1 & z_{1,2}^2 & 0 & 0 \\ z_{3,2}^1 & z_{3,2}^2 & z_{2,2}^1 & z_{2,2}^2 & z_{1,2}^1 & z_{1,2}^2 \end{bmatrix} \quad (7.7)$$

La matriz R está formada por la respuesta de la variable restringida 2 (X) para sus 2 choques estructurales. La primera fila de la matriz muestra la respuesta de X a ε_1 y a ε_2 en el horizonte 1. Esta fila corresponde a los primeros elementos de $\hat{\varepsilon}$, que vincula los choques restringidos 1 periodo adelante con sus respuestas. La segunda fila muestra los impulso respuesta en el horizonte 2 (primeros dos elementos) y luego en el horizonte 1. Esta fila corresponde al pronóstico 2 periodos adelante y vincula los choques estructurales 1 y 2 con sus respectivos impulsos respuestas. Una interpretación similar a las filas subsiguientes de esta matriz

$$r = \begin{bmatrix} 1 - \tilde{X}_{t+1} \\ 1 - \tilde{X}_{t+2} \\ 1 - \tilde{X}_{t+3} \end{bmatrix} \quad (7.8)$$

Donde \tilde{X}_{t+j} indica el pronóstico incondicional de X . Una vez estas matrices son construidas, los choques estructurales restringidos son calculados como en 7.5.

Cabe resaltar que es usual en los estudios de pronósticos incondicionales estimar una serie de modelos, compararlos en base a variables relacionadas con el error de pronóstico (como el ampliamente usado Error Cuadrático Medio), y finalmente, elegir el modelo con el menor Error Cuadrático Medio. Sin embargo, este enfoque no puede ser usado en el caso de pronóstico condicional, porque sería necesario que la inflación futura de Estados Unidos haya seguido exactamente un escenario dado, algo que es muy improbable de conseguir. En el caso de que se haya conseguido predecir correctamente la inflación futura de Estados Unidos, podríamos ver qué tan alejado estuvo el pronóstico de la inflación peruana basada en ese escenario, y comparar la precisión de diferentes modelos econométricos. Tampoco se puede dividir la data real en data para estimación y data para comparación, ya que no tiene sentido tomar en cuenta el escenario en que la inflación de Estados Unidos ha sido de, por ejemplo, 2% cuando en realidad fue, digamos, de solo 0.8%. Son por todas estas restricciones por las cuales ha habido una limitada atención a estos modelos (Bánbura, Gianonne y Lenza, 2014).

El conocimiento previo, aunque imperfecto, de la evolución futura de algunas variables económicas puede aportar información para las perspectivas de otras variables. Además, puede ser de interés evaluar el impacto de eventos futuros específicos sobre un conjunto de variables, es decir, realizar análisis de escenarios. Ejemplos para remarcar de esto último son las pruebas de stress realizadas recientemente en EE. UU. y la zona del euro para evaluar la vulnerabilidad de sus sistemas bancarios. (Bánbura, Gianonne y Lenza, 2014).

5. Resultados y Discusión

Procedemos a estimar el VAR bayesiano de las inflaciones mensuales de Perú y Estados Unidos usando el muestreo de Gibbs, con un total de

10000 simulaciones y las primeras 3000 de ellas descartadas, con el fin de que los valores iniciales arbitrarios no tengan un efecto significativo en la estimación de la distribución de probabilidad de los valores pronosticados. Asimismo, se usará un VAR de orden 2, de acuerdo con el criterio de información Bayesiano. Se procederá a estimar el pronóstico de la inflación mensual peruana *condicional* a tres diferentes escenarios que la inflación mensual de Estados Unidos podría seguir en los próximos 6 meses.

Escenario 1: Optimista

Durante la presidencia de Trump, la inflación de Estados Unidos tuvo un promedio mensual de 0.153%. Como fue una época de relativa tranquilidad económica, vamos a simular el escenario donde la inflación mensual de Estados Unidos será de 0.16% desde marzo a agosto del 2022, y pronosticaremos la inflación peruana de acuerdo con este escenario

Escenario 2: Promedio

Durante la presidencia de Biden, debido a su búsqueda por las energías verdes y reducir la dependencia de Estados Unidos de las energías fósiles (Pladson, 2021) ha llevado a la inflación a subir a un promedio mensual de 0.62%. Ya que la inflación de Estados Unidos parece haber sufrido un cambio de régimen durante su presidencia, vamos a simular el escenario donde la inflación mensual de Estados Unidos será de 0.16% desde marzo a agosto del 2022, y pronosticaremos la inflación peruana de acuerdo con este escenario.

Escenario 3: Pesimista

Si añadimos a las políticas de energía verdes de Biden la reciente invasión de Rusia a Ucrania, entonces tenemos un escenario sombrío donde no solo Estados Unidos, sino el mundo entero podría entrar en un período de estanflación económica (Tanaka & Shimbun, 2022) debido a que Rusia es un importante exportador de varias materias primas de consumo masivo (Infobae, 2022), y las sanciones que Europa y estados Unidos están imponiendo a Rusia han reducido la oferta mundial de estas materias primas, lo que está empujando a la inflación mundial al alza. Es difícil, en las circunstancias actuales, decir cuál será la inflación mensual de Estados Unidos en los próximos 6 meses; sin embargo, podríamos asumir que, de seguir las

sanciones en los próximos meses, la inflación mensual de Estados Unidos podría mostrar un promedio de 1% durante los próximos 6 meses, y pronosticaremos la inflación peruana de acuerdo con este escenario.

En base a los resultados anteriores, la inflación esperada promedio para los próximos 6 meses, para cada uno de los tres escenarios, serán los siguientes:

Las tablas nos muestran que, en un escenario pesimista, la inflación peruana mensual desde marzo hasta agosto tendrá un promedio de 0.62%. Por otro lado, en el escenario promedio, la inflación peruana mensual desde marzo hasta agosto tendrá un promedio de 0.43%. Finalmente, en el escenario optimista, la inflación peruana mensual desde marzo hasta agosto tendrá un promedio de 0.21%. La diferencia de la inflación promedio peruana de un escenario a otro es, por tanto, de aproximadamente 0.2% mensual, una cifra inferior a la diferencia de la inflación promedio estadounidense entre escenarios, que es aproximadamente de un 0.42%. La inflación mensual peruana no parece, por tanto, reaccionar a los cambios de la inflación mensual estadounidense con la misma magnitud, sino que cambia en una magnitud menor.

Asimismo, se evidencia que ante un escenario pesimista, la inflación peruana alcanzaría su nivel más alto en el mes de junio. En un escenario promedio, el nivel más elevado de inflación se alcanzaría en abril, mientras que en un escenario optimista, se llegaría a un nivel máximo en marzo.

Finalmente, es importante resaltar que los percentiles de la distribución de los pronósticos de la inflación mensual peruana son unas útiles medidas de incertidumbre. Ellos representan el Intervalo de Densidad Posterior más Alto de los pronósticos condicionales, o la creencia de que el pronóstico está dentro de un rango determinado (Koop, 2003). El conjunto de valores entre el 5% y 95% percentil puede ser visto de una manera similar al 90% de intervalo de confianza que se usa en la Econometría Clásica Frecuentista, y son llamados en Econometría Bayesiana como *intervalos creíbles*.

Se puede observar en los tres escenarios que estos intervalos son bastante amplios, con una medida de aproximadamente 1%. Esto es una muestra del nivel de incertidumbre que tienen los pronósticos condicionales de la inflación mensual peruana, algo que ya se avizoraba en el

análisis frecuentista, donde se observaba que la inflación peruana muy posiblemente parece ser un ruido blanco, cuyos valores no parecen ser influenciados por sus valores pasados, o por la inflación de Estados Unidos. De acuerdo con la hipótesis de mercados eficientes (Embrechts & Frey & McNeil, 2015), las variables que no muestran correlación serial, como la inflación mensual peruana, no pueden ser pronosticadas usando solamente datos pasados. Esto explicaría el efecto estadísticamente nulo que tiene la inflación mensual de EEUU sobre la peruana.

Figura 4

Pronóstico de la inflación peruana en base a 3 escenarios (Var %)

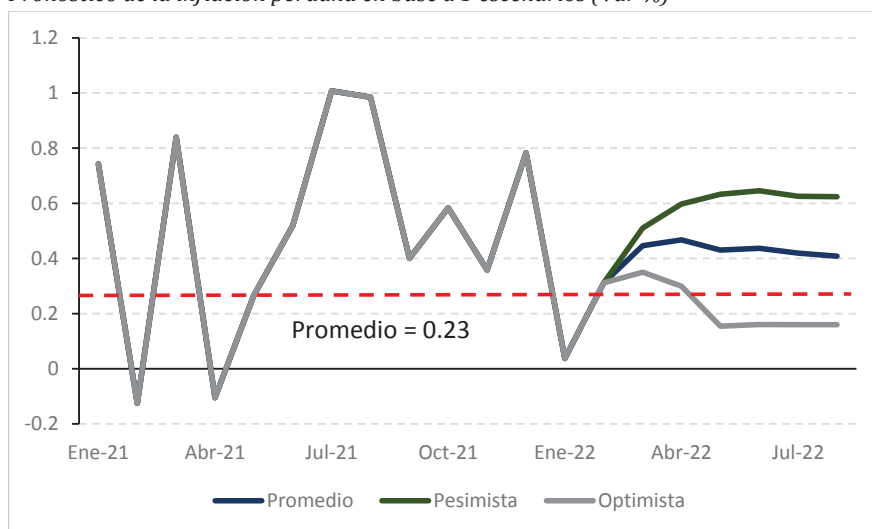


Tabla 3

Escenario Pesimista

Mes	Inflación Promedio	Percentil 5%	Percentil 95%
Marzo-22	0.510269591	-0.05445102	1.0611
Abril-22	0.597622924	0.052576985	1.156014624
Mayo-22	0.632872802	0.051233822	1.213366258
Junio-22	0.645731534	0.070360495	1.225638624
Julio-22	0.625591492	0.039390995	1.208364784
Agosto-22	0.624103911	0.038738215	1.212721182
Promedio	0.606032042		

Nota. Los percentiles se encuentran en el 90% de intervalo creíble

Tabla 4
Escenario Promedio

Mes	Inflación Promedio	Percentil 5%	Percentil 95%
Marzo-22	0.446408577	-0.08443	0.980760763
Abril-22	0.467461748	-0.08184405	1.001180563
Mayo-22	0.430397055	-0.10665052	0.964474097
Junio-22	0.43710586	-0.08570762	0.966565665
Julio-22	0.419524721	-0.12433737	0.943622872
Agosto-22	0.408170066	-0.14547535	0.963699931
Promedio	0.434844672		

Nota. Los percentiles se encuentran en el 90% de intervalo creíble.

Tabla 5
Escenario Optimista

Mes	Inflación Promedio	Percentil 5%	Percentil 95%
Marzo-22	0.350111775	-0.21177079	0.906061728
Abril-22	0.299679117	-0.24264483	0.848763272
Mayo-22	0.154486534	-0.36462622	0.67637179
Junio-22	0.160195492	-0.36070399	0.68697415
Julio-22	0.159796739	-0.35928043	0.689991066
Agosto-22	0.159796739	-0.36735471	0.703420007
Promedio	0.214011066		

Nota. Los percentiles se encuentran en el 90% de intervalo creíble.

6. Conclusiones

El presente estudio ha presentado una técnica para pronosticar la inflación peruana condicional a diferentes escenarios posibles de la inflación de Estados Unidos usando un VAR bayesiano. La ventaja de esta técnica es que uno puede visualizar tanto el escenario promedio, como el nivel de incertidumbre que tienen los pronósticos.

El pronóstico de la inflación peruana es determinante tanto para el Banco Central de Reserva del Perú como de los agentes privados nacionales, con el fin de tomar sus decisiones económicas.

Estudios previos han mostrado que la inflación es un fenómeno global, que es influenciada por la variación de los bienes energéticos y alimenticios, consecuencia de la integración económica. En particular, el peso fundamental que la economía estadounidense tiene en los mercados internacionales le permite que las políticas monetarias que adopta la Fed repercutan en todo el mundo, incluido en países emergentes como el Perú. Es por eso por lo que se espera de que la inflación estadounidense tenga un efecto en la inflación peruana.

El análisis estadístico muestra que, si bien la inflación estadounidense presenta evidencias de autocorrelación muestral, no ocurre lo mismo con la inflación peruana, lo cual sugiere que la inflación podría ser un proceso ARMA (0,0), lo que al mismo tiempo implicaría que no parece ser influenciada por los rezagos de la inflación estadounidense.

El VAR bayesiano muestra que los valores pronosticados de la inflación peruana, condicionados a diferentes escenarios futuros de la inflación estadounidense, tienen intervalos creíbles relativamente grandes, lo cual implica que la incertidumbre de estos pronósticos es amplia. Esto está en concordancia con el hecho de que la inflación peruana parece ser un ruido blanco, lo cual implicaría que los valores rezagados de la inflación estadounidense tengan un efecto muy poco significativo en sus valores pronosticados.

La gran incertidumbre en los valores pronosticados puede ser debido a que la inflación estadounidense parece tener un cambio de régimen con el inicio de la presidencia de Biden, lo cual implicaría que el pronóstico condicional de la inflación peruana está sesgado. También esta incertidumbre pueda ser explicada por el hecho de que los factores que influyen a la inflación estadounidense sean diferentes a los que influyen a la inflación peruana. Por tanto, un modelo de factores dinámicos con variables que influyen el PBI peruano podría ser una alternativa para poder estimar pronósticos más robustos de la inflación peruana.

Finalmente, debemos hacer énfasis de que el mundo, desde inicios de la pandemia del coronavirus, ha entrado en un escenario incierto donde la vuelta a la “normalidad” parece que no es inmediata, sino que habrá que pasar un período de reacomodo del comercio internacional, paralizado durante la primera mitad del 2020. Y si a este escenario ya de por sí

sombrío, añadimos la reciente invasión de Ucrania, todos estos factores hacen que los pronósticos para los próximos meses tengan poca confiabilidad. Bajo este escenario actual, las modernas técnicas de pronósticos macroeconómicos inmediatos (*macroeconomic nowcasting*) podrían dar pronósticos más confiables. Estudios posteriores pueden abordar estas estimaciones alternativas para obtener pronósticos condicionales de la inflación peruana.

Bibliografía

- Altansukh, G., Becker, R., Bratsiotis, G., & Osborn, D. (2017). What is the Globalisation of inflation. *Journal of Economics Dynamics and Control*.
- Bánbura, M., Gianone, D., & Lenza, M. (2014). Conditional forecast and scenario analysis with Vector Autoregressions for large cross-sections. *European Central Bank*, No 1733.
- Banco Central Europeo. (2021). ECB staff macroeconomic projections for the euro area.
- Baurle, G., Gubler, M., & Kanzig, D. (2017). International inflation spillovers- the rol of different shocks. *Swiss National Bank*.
- Chavarría, J. D., & Chaverri Morales, C. (2015). Pronósticos de Inflación Mediante Técnicas Bayesianas. *Economía y Sociedad*, pp 1-29.
- Ciccareli, M., & Benoit, M. (2005). Global Inflation. *European Central Bank*.
- Crespo-Cuaresma, J., Doppelhofer, G., Feldkircher, M., & Huber, F. (2016). US Monetary Policy in a Globalized World. *CESifo Working Paper Series 5826, CESifo*.
- De Soyres, F., & Franco, S. (2019). Inflation Dynamics and Global Value Chains. *World Bank Policy Research Working Paper, (9090)*.
- Faisal, N., & Serletis, A. (2019). Monetary Policy Spillovers in Emerging Economies. *International Journal of Finance and Economics*.
- Feldkircher, M., & Huber, F. (2016). The international transmission of US shocks- Evidence from Bayesian global vector autoregressions. *European Economic Review, vol. 81, issue C, 167-188*.
- Groen, J., Paap, R., & Ravazzolo, F. (2013). Real-time inflation forecasting in a changing world. *Journal of Business & Economic Statistics, 31(1), 29-44*.
- Infobae. (2022, 03 20). El mapa que revela cómo la invasión rusa a Ucrania asfixia el suministro mundial de materias primas.

- Koop, G. (2003). *Bayesian Econometrics*.
- Lavanda, G., & Rodríguez, G. (2011). Descomposición histórica de la inflación en el Perú. Distinguiendo entre choques de demanda y choques de oferta. *Economía*, 34(67), 126-162.
- Pladson, K. (2021, 01 21). Cambio de rumbo en EE. UU.: Joe Biden cancela el proyecto del oleoducto Keystone XL. *Deutsche Welle*.
- Ribeiro, J. (2019). Inflación de alimentos en el Perú: el rol de la política monetaria. *Revista de análisis Económico*, Vol. 34, N° 2, pp. 81-98.
- Rossini, R. (2015). Política monetaria del BCRP en los últimos 25 años. *Universidad del Pacífico*. Lima.
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1-48.
- Tanaka, H., & Shimbun, Y. (2022, 03 11). Russia's invasion of Ukraine stokes global price increases, raises stagflation fears. *The Japan News*.
- Troncoso, N. (2019). Política Monetaria bajo Agentes Heterogéneos en Chile. *Universidad de Chile*.
- Valle, H. A., & Morán, H. E. (2003). Estimación y evaluación de modelos alternativos de pronósticos de inflación de Guatemala. *Banco central de Guatemala. Working Paper*.
- Vidal Caycho, R., & Yarasca Moscol, J. (2022). Sensibilidad de la heterogeneidad del consumo a los choques de política monetaria. El caso peruano. *Análisis Económico y Financiero*.
- Waggoner, D., & ZHA, T. (1999). Waggoner, D. F., & Zha, T. (1999). Conditional forecasts in dynamic multivariate models. *Review of Economics and Statistics*, 81(4), 639-651.

Notas al final

1 Economista, Universidad Nacional del Callao, Lima, Perú. Asistente de investigación, The Research Institute in Economics and Finance, Universidad Nacional de Ingeniería, Lima, Perú.

2 Administrador de Empresas, Universidad Nacional Federico Villareal, Lima, Perú. MSc. En Economía, Macquarie University, Sídney, Australia. Profesor de Gestión Pública de la Universidad Nacional Mayor de San Marcos.

3 A diferencia de un pronóstico incondicional, los pronósticos condicionales muestran la posible trayectoria que tomaría la variable pronosticada, dando un panorama general para la aplicación de las políticas económicas.

4 Se establece un modelo VAR bivariado con 2 rezagos.

5 Una de las críticas a los modelos de proyección estructurales o semiestructurales poco parsimoniosos es que no pueden ser replicables y son dependientes de los analistas. Por tanto, se pierde poder de comunicación y transparencia con los agentes económicos.

6 En términos de política monetaria, política fiscal y mediante vínculos comerciales.

7 De acuerdo con los datos del Banco Mundial, la inflación mundial paso de 3.7% en el 2012 a 2.6% en el 2013, registrando una caída alrededor del 30%.

8 Es el efecto que genera una variación en el tipo de cambio sobre los precios domésticos. Generalmente se transmiten vía precios de importación.

9 Datos provenientes de la Trading Economics.

10 Datos provenientes del Banco Mundial.

11 Los autores incorporan variables de ingresos por quintil y ubicación geográfica para introducir heterogeneidad en el modelo.

12 BCRP. "Reporte de Inflación junio del 2021".

13 No se puede aseverar la existencia de un cambio de régimen puesto que la política monetaria mantiene sus objetivos de inflación y por tanto se realizarán esfuerzos para su futura convergencia

14 De acuerdo a los autores, los modelos VAR presentan un mínimo error cuadrático medio, menor error porcentual absoluto medio y menor coeficiente de desigualdad de Theil, comparado con otros modelos.

15 Usualmente llamados "frecuentistas"

16 El número de coeficientes a estimar excede a la cantidad de data.

17 Se considera una estructura VAR (1) con 2 variables: X e Y. Donde el pronóstico de Y se condiciona a X.