

Determinantes de la inflación en Ecuador

Un análisis econométrico utilizando modelos VAR

Maestra en Ciencias
Económicas por la
Universidad Autónoma
Metropolitana, UAM-
México
dianagar16@hotmail.com

Diana María Morán Chiquito

RESUMEN

En el presente trabajo se busca identificar cuáles son los componentes que determinan el comportamiento de la inflación en el caso de la economía ecuatoriana. A través de un modelo VAR se realiza una estimación y proyección de la evolución futura del nivel de precios en función de la inflación rezagada, salario nominal, oferta monetaria, gasto público y tipo de cambio real. Obteniéndose evidencia empírica que permita hacer recomendaciones de política económica.

Palabras Clave: Dolarización, Ecuador, inflación, política económica, modelo VAR.

Clasificación JEL: C32, E31, E37, E51, F31 P44.

Fecha de recepción:
9-Oct-2014
Fecha de aprobación:
20-Nov-2014

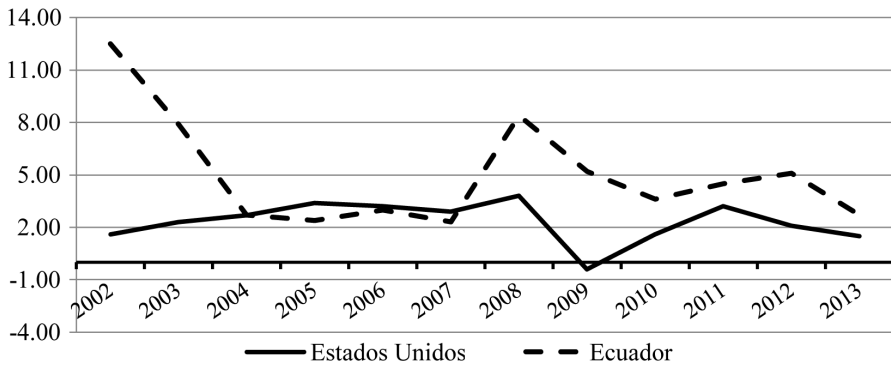
La autora agradece la revisión y sugerencias de dos dictaminadores anónimos. Cualquier error u omisión es responsabilidad exclusiva del autor.

Introducción

El propósito del presente trabajo consiste en identificar las fuentes de inflación en el Ecuador durante el período que abarca desde la dolarización de la economía hasta la actualidad. Para este efecto se han seleccionado 4 variables, que serían los instrumentos básicos del manejo de la política económica. La política salarial sería modelada a través de los salarios nominales. La política fiscal utilizaría el gasto público, mientras que las políticas monetaria y cambiaria emplearían la oferta monetaria y el índice de tipo de cambio real efectivo, respectivamente. Empero, bajo el actual régimen de dolarización, el Ecuador ha “perdido” el manejo de su política monetaria y cambiaria, en cuanto a poder usar el tipo de cambio y la oferta monetaria como instrumentos para controlar la inflación. Por lo tanto, con los resultados de este análisis se espera despejar la interrogante de si la dinámica del nivel de precios en la economía ecuatoriana está determinada exógenamente o si a través de un manejo adecuado de la política fiscal o salarial se puede ejercer un adecuado control sobre el nivel de precios.

Para este efecto se utiliza un modelo de autorregresión vectorial que incorpora la interrelación entre índice de precios, salarios, oferta monetaria, tipo de cambio real efectivo y gasto público. Como se verá más adelante, la evidencia empírica obtenida indica que el comportamiento pasado del nivel de precios es fundamental para explicar las variaciones futuras en la inflación, por lo que existe un fuerte componente inercial o predeterminado. Además, el tipo de cambio real, después del componente inercial, es la fuente de inflación más importante en el Ecuador, por lo que podría hablarse de un fenómeno de inflación de costos. Este hallazgo se ve respaldado por la evidencia estadística que muestra que los bienes intermedios (materias primas y bienes de capital) representan el 70% de las importaciones ecuatorianas. Por otro lado, de esta investigación también se desprende que un aumento en los salarios nominales provocaría una aceleración de la inflación. En otro orden de ideas, la oferta monetaria surte efectos negativos sobre el IPC. Una explicación tentativa frente a este hallazgo es que el ingreso de dólares a la economía del Ecuador responde en buena medida a aumentos en la producción y en las exportaciones, pues la emisión monetaria dejó de ser una facultad del Banco Central. Los aumentos en la oferta agregada, a su vez, tenderían a atenuar las presiones sobre los precios. En este contexto, una mayor circulación de dólares en la economía ecuatoriana, inducida por una expansión en la producción de bienes y servicios, sería consistente con una trayectoria descendente de la inflación.

El trabajo está estructurado en tres secciones. En la primera se hace una revisión de la situación macroeconómica actual del Ecuador en lo que respecta a la inflación, y un análisis de la evolución de esta desde la adopción de la dolarización. En la segunda sección se explica la lógica del modelo de autorregresión vectorial utilizado, mientras que en la tercera se lleva a cabo el análisis empírico y se detallan los resultados de las pruebas y estimaciones efectuadas. Por último se hace la presentación de las conclusiones.

Gráfico 1. Inflación Promedio Anual para Ecuador y Estados Unidos

Fuente: Banco Mundial.

1. Situación macroeconómica del Ecuador

Durante la última década la inflación en el Ecuador ha mostrado una clara tendencia a la baja. A finales de la década de los 90 el Ecuador recibió shocks (negativos) externos e internos, tales como la abrupta caída de los precios del petróleo y la ocurrencia de desastres naturales. Esto, aunado a un debilitamiento sistemático del sistema financiero, resultó en la peor crisis de la economía ecuatoriana. Sintomático de ello fue el congelamiento de depósitos, la macrodepreciación del tipo de cambio, y el alto grado de dolarización de los pasivos financieros. El Banco Central optó por una política monetaria expansiva para hacer frente a la crisis. Esta política se fundamentó en el crecimiento acelerado de la emisión de dinero, lo cual desembocó en tasas de inflación de alrededor del 60%¹. Uno de los objetivos de la adopción del dólar como moneda oficial residió precisamente en controlar la inflación, sin embargo, dada la inestabilidad de la economía ecuatoriana no fue posible converger a una nueva posición de equilibrio (Olivera, 1967). Como lo indica Martínez: “Ante la profundidad de los desequilibrios económicos, el 9 de enero de 2000 el Gobierno Nacional anunció la decisión de adoptar un esquema de dolarización total de la economía, lo que implicaba que la divisa norteamericana sustituya a la moneda doméstica en sus funciones de reserva de valor, unidad de cuenta, y medio de pago” (Martínez, 2008). La instrumentación de la dolarización representaba diferentes ventajas, pero aquí se centrará la atención en una de ellas: la convergencia inflacionaria con Estados Unidos. “La destrucción de la capacidad del poder adquisitivo producto de la dolarización se juntó con un periodo

¹ Cifra que aumentó en los meses previos y posteriores a la adopción del esquema de dolarización.

de inflación muy alto durante los tres primeros años de su implementación” (Ortiz, 2008). Si bien para lograr la meta de inflación de un solo dígito² le tomó a la economía ecuatoriana los 5 años posteriores al decreto de esta, no se han alcanzado los niveles de precios observados en Estados Unidos (Gráfico 1).

2. Marco teórico de los modelos de autorregresión vectorial

Los modelos de autorregresión vectorial (modelos VAR³), desarrollados por Sims en la década de los 80, surgen como alternativa frente a los modelos tradicionales de ecuaciones simultáneas; los VAR se fundamentan en una estructura vectorial que supone una interdependencia entre las variables del modelo y sus rezagos (Sims, 1980). Los modelos estructurales cimentados en la teoría económica exigen una diferenciación entre variables endógenas y exógenas antes de realizar la estimación. Precisamente, la dificultad o arbitrariedad para decidir cuál variable será tomada como dependiente y cuáles como explicativas es solucionada con la implementación de los vectores autorregresivos (Maddala, 1996). Una de las principales contribuciones de los modelos VAR en el análisis de series de tiempo es que permite analizar el impacto dinámico de una perturbación no anticipada en una de las variables del sistema sobre las demás. Este análisis se realiza a través de la estimación de funciones de impulso-respuesta y de descomposiciones de varianzas.

El modelo VAR en su forma primaria o estructural se representa así:

$$Y_t = C + A_0 Y_t + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + B X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde:

Y_t = es un vector de variables endógenas de dimensión $nx1$.

C = es un vector de términos constantes de dimensión $nx1$.

A_i = es una matriz de coeficientes de dimensión nxn , donde $i = 1, 2, 3, \dots, p$

p = número de rezagos incluidos en el modelo VAR.

X_t = es un vector de variables exógenas (variables Dummy).

B = matriz de coeficientes de dimensión $nx3$.

ε_t = es el vector de innovaciones, o choques no anticipados, de dimensión $nx1$; exentos de correlación serial y heteroscedasticidad.

Se asume que los elementos del vector ε_t cumplen los supuestos de ruido blanco, en otras palabras, tienen media cero, varianzas constantes, y están exentos de correlación serial:

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$E(\varepsilon_t^2) = \sigma_e^2$$

² Esta ha sido uno de los objetivos de la política económica que han impulsado los gobiernos durante la última década.

³ Por sus siglas en inglés VAR (Vector Autoregressive).

$$E(\varepsilon_s \varepsilon_t) = 0 \quad \forall s \neq t$$

De (1), derivamos la forma reducida del modelo de autorregresión vectorial:

$$\begin{aligned} Y_t - A_0 Y_t &= C + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_\rho Y_{t-\rho} + B X_t + \varepsilon_t \\ (I_n - A_0) Y_t &= C + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_\rho Y_{t-\rho} + B X_t + \varepsilon_t \\ (I_n - A_0) (I_n - A_0)^{-1} Y_t &= (I_n - A_0)^{-1} [C + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_\rho Y_{t-\rho} + B X_t + \varepsilon_t] \\ Y_t &= C_0 + \Gamma_1 Y_{t-1} + \Gamma_2 Y_{t-2} + \dots + \Gamma_\rho Y_{t-\rho} + \Psi X_t + n_t \end{aligned} \quad (2)$$

La ecuación (2), describe un modelo VAR en su forma reducida.

Donde:

$$\begin{aligned} C_0 &= (I_n - A_0)^{-1} C \\ \Gamma_i &= (I_n - A_0)^{-1} A_i \quad I = 1, 2, 3, \dots, \rho \\ \Psi &= (I_n - A_0)^{-1} B \\ n_t &= (I_n - A_0)^{-1} \varepsilon_t \end{aligned}$$

3. Análisis empírico

La inflación es uno de los fenómenos que recibe particular atención por parte de los hacedores de políticas públicas debido a sus efectos sobre la asignación de recursos, la distribución del ingreso, el desarrollo económico y, por ende, sobre el bienestar de la población (Maldonado, 2007). Berg y Borensztein (2000)⁴, utilizan un modelo VAR para predecir la evolución de los precios en 6 economías altamente dolarizadas, las variables que incluyen para este efecto son: el tipo de cambio, la oferta monetaria y el índice de precios. Una investigación similar es la realizada por Karacal y Bahmani (2008), pues estiman un modelo VAR para la economía turca que comprende el período de enero de 1987 a diciembre de 2003. Para su análisis incorporan, además del nivel de precios (medido como un índice), la oferta monetaria, el déficit fiscal, un índice de dolarización, y el tipo de cambio como variables endógenas del modelo de autorregresión vectorial. Cuevas (2001), realiza un análisis similar aplicado a la economía mexicana, empleando un modelo VAR en el que se estudian las relaciones dinámicas entre el déficit financiero del sector público, dinero en circulación, tipo de cambio, índice de precios al consumidor, salarios reales y producto global.

Así, con el fin de establecer las principales causas de la fluctuación en el nivel de precios en el Ecuador se seleccionan cinco variables macroeconómicas, a continuación se realiza una breve explicación de cada una:

⁴ Estos autores estiman sendos modelos VAR para modelar el comportamiento de la inflación en economías altamente dolarizadas. Su estudio se aplica a varios países latinoamericanos: Argentina, Bolivia, Perú, y también a algunas economías asiáticas: Turquía, Vietnam y Filipinas.

1. El nivel de precios (P), medido a través del Índice de Precios al Consumidor⁵.
2. Salario nominal (W), se utiliza como referencia el salario mínimo vital vigente en cada mes⁶.
3. Oferta Monetaria ($M1$), esta se define como la cantidad de dinero a disposición inmediata de los agentes para realizar transacciones, en sentido estricto, es la suma de las especies monetarias en circulación y los depósitos en cuenta corriente.
4. Gasto Público (G), definido por los egresos del presupuesto del Gobierno Central expresados en millones de dólares constantes⁷.
5. Tipo de cambio real (Q), medido a través del índice de tipo de cambio real efectivo, el cual recoge la paridad cambiara del Ecuador frente a los 18 principales socios comerciales.

3.1 Pruebas de Raíz Unitaria y de Estacionariedad

Antes de estimar el modelo VAR, determinamos el orden de integración de cada una de las series de tiempo con el objeto de establecer la especificación (niveles o primeras diferencias) para cada variable dentro del modelo. Estas pruebas nos permiten conocer si una serie de tiempo es o no estacionaria. En el presente trabajo se realizarán 2 pruebas para detectar la presencia de una raíz unitaria; se utilizará la Prueba Dickey Fuller Aumentada (Aumented Dickey Fuller, ADF) y la prueba Phillips-Perron (PP), las cuales nos permiten identificar la existencia de una raíz unitaria en las series de tiempo. La presencia de una raíz unitaria implica que un choque transitorio en el vector de innovaciones (ε_t) tendrá efectos permanentes, en otras palabras, si las variables son no estacionarias tendrán una memoria infinita frente a choques temporales. Asimismo, se aplica la prueba de estacionariedad de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

La especificación de la ecuación de prueba permite incorporar a dicha ecuación un término constante, una tendencia determinística o ambas. Para este efecto se emplea la metodología propuesta por Hamilton (1994), la cual radica en escoger la especificación que sea más congruente con el comportamiento de la serie de tiempo tanto bajo la hipótesis nula como bajo la alternativa. De esta manera, se recurrió al análisis gráfico de cada variable, de manera que observando su evolución en el tiempo pudo determinarse si era necesario incluir una constante, un término de tendencia o ambos en la ecuación de prueba. Asimismo, siguiendo la lógica de otros trabajos (Vargas y Zamora, 2007; Escobar y Mendieta, 2005; Melo y Hamman, 1998), transformamos todas las series en logaritmos naturales. Dichas transformaciones son importantes puesto que reducen la volatilidad de las variables y facilitan la interpretación de los resultados. A continuación

⁵ La serie se obtuvo de la base de datos de la CEPAL, esta muestra toma como año base el 2004.

⁶ Fuente: Información Estadística Mensual del Banco Central del Ecuador.

⁷ Otra alternativa que se analizó fue utilizar el déficit fiscal como variable de política fiscal, sin embargo la decisión entre utilizar el gasto público o el déficit fiscal falló en favor de la primera, ya que es posible aplicar logaritmos y de esta manera suavizar la serie, acción que no se podía realizar al déficit fiscal ya que este incluye valores negativos. Fuente Información Estadística Mensual del Banco Central del Ecuador.

Cuadro 1. Pruebas de raíz unitaria y de estacionariedad

Variable	Especificación de la Ecuación de prueba	Estadística de Prueba			Orden de integración
		ADF Ho: Raíz Unitaria	PP Ho: Raíz Unitaria	KPSS Ho: Estacionariedad	
IPC	C y TD	-5.79*	-13.15*	0.22*	I(1) o I(0)
Δ IPC	C	-6.02*	-8.20*	0.45	I(0)
W	C y TD	-3.86*	-3.83*	0.15	I(0)
M1	C y TD	-3.15	-3.14	0.15*	I(1)
Δ M1	C	-13.31*	-13.46*	0.06	I(0)
G	C y TD	-6.01*	-6.00*	0.14	I(0)
Q	C	-4.39*	-7.66*	0.37	I(0)

* Indica rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5%
 Δ denota al operador de primeras diferencias.

se muestran los resultados para cada una de las variables del modelo VAR especificado.

Del cuadro 1 observamos que para el nivel de precios las pruebas se contradicen. Por un lado, las pruebas ADF y PP sugieren la estacionariedad de la variable, mientras que la prueba KPSS contradice este resultado. En este caso, se recurrió al análisis del correlograma de la serie de tiempo, el cual nos indica que el IPC es una variable integrada de orden 1 en niveles y estacionaria en primeras diferencias. Las pruebas realizadas a las series: salario, gasto público y tipo de cambio real efectivo indican que estas tres variables son estacionarias en niveles, por tanto no procede en estos casos realizar diferenciación alguna. En el caso del M1, las 3 pruebas indican que esta variable es integrada de orden 1 en niveles y estacionaria en primeras diferencias.

3.2 Estimación del Modelo VAR

Las pruebas de raíz unitaria y estacionariedad indican que 2 variables son integradas de orden uno, por lo que se procede a diferenciarlas para volverlas estacionarias. De esta manera, se estima un modelo VAR estacionario de cinco variables: dos de ellas se encuentran expresadas en primeras diferencias (IPC y M1), mientras que las tres restantes (W, Q y G) están expresadas en niveles, puesto que las pruebas realizadas indican carácter estacionario de las mismas.

El siguiente paso consistió en tratar de determinar el número adecuado de rezagos del modelo VAR (es decir, el valor de p). Para ello se emplearon varios criterios: el Criterio de Información de Akaike (AIC), el Criterio de Información de Schwarz (SC), el Criterio de Hannan Quinn (HQ) y el criterio de Error Final de Predicción Predicción (FPE). Estos criterios, sin embargo, arrojaron resultados inconsistentes y no lograron producir un modelo VAR adecuado. De este modo, la determinación del número de rezagos se realizó de manera empírica, buscando satisfacer los supuestos de no correlación serial, homoscedasticidad y normalidad del vector de perturbaciones o términos de

error⁸. La conclusión a la que se arribó es que con 10 rezagos, por un lado, se elimina la correlación serial y la heteroscedasticidad en los residuales del modelo de autorregresión vectorial y, por el otro, se captura adecuadamente el comportamiento dinámico de la economía ecuatoriana. Además hubo la necesidad de integrar al modelo 3 variables *dummy*⁹. Con esta información se procede a calcular el modelo VAR no restringido.

$$Y_t = C_0 + \Gamma_1 Y_{t-1} + \dots + \Gamma_\rho Y_{t-\rho} + \Psi X_t + n_t \quad (2)$$

Donde:

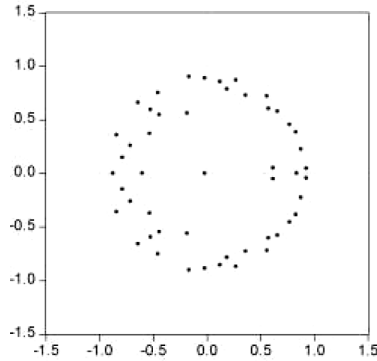
$$Y_t = \begin{bmatrix} IPC_t \\ W_t \\ MI_t \\ G_t \\ Q_t \end{bmatrix}, \quad n_t = \begin{bmatrix} n_t^{IPC} \\ n_t^W \\ n_t^{MI} \\ n_t^G \\ n_t^Q \end{bmatrix}$$

3.3 Estabilidad del Modelo

En este apartado hacemos una evaluación de la estabilidad dinámica del modelo VAR, para ello recurrimos a la estimación de las raíces invertidas del polinomio autorregresivo característico. La condición de estabilidad es una parte importante del modelo objeto de estudio; se necesita que este sea dinámicamente estable, esto es, que frente a una perturbación no anticipada en una variable, las demás variables regresen a su trayectoria de equilibrio de largo plazo; de lo contrario el modelo es inestable lo que se refleja en un comportamiento explosivo sin sentido económico (Loria, 2007). Cuevas (2010) indica que la condición de estabilidad del VAR implica que su primer y segundo momentos (media y varianza) son estacionarios, es decir, son independientes respecto al tiempo. El criterio para determinar la estabilidad o no del modelo de autorregresión vectorial se fundamenta en el cumplimiento de la condición de que todas las raíces invertidas tengan un módulo inferior a uno y se encuentren dentro del círculo unitario. Del gráfico 2 se desprende que ninguna de las raíces invertidas tiene un valor que supere la unidad, por lo que se puede considerar que el modelo VAR estimado es estable.

⁸ Como indica Cuevas, la ausencia de correlación serial y heteroscedasticidad en las perturbaciones determinan la congruencia del modelo VAR estimado, además si los errores del modelo siguen una distribución normal asintótica se puede decir que el modelo es congruente y se comporta de acuerdo al supuesto de ruido blanco gaussiano.

⁹ Se realizó un ajuste estacional previo de los datos a través del método TRAMO/SEATS, pero a pesar de este se mantenían los efectos estacionales en las observaciones, los que se corrigieron a través de la incorporación de variables *dummy*. Estas variables se introdujeron para corregir la incidencia del inicio del periodo escolar en el Ecuador ocurrido en el mes de septiembre; de la temporada navideña, diciembre, y del nuevo año, correspondiente al mes de enero, y sus efectos en el nivel de precios.

Gráfico 2. Raíces invertidas del polinomio autorregresivo

3.4. Diagnóstico de los Residuales del VAR.

Como se mencionó líneas atrás, la estimación de un modelo VAR congruente implica que sus residuales se encuentren exentos de correlación serial y heteroscedasticidad. A continuación se detallan las pruebas que se aplicarán para asegurar la congruencia del modelo.

3.4.1 Prueba de correlación Serial.

Para detectar autocorrelación en los residuales se realiza la prueba multivariada de correlación serial del Multiplicador de Lagrange (LM) o prueba de Breusch-Godfrey, la cual plantea la hipótesis nula de ausencia de correlación serial (autocorrelación) hasta el rezago ρ , contrastada con la hipótesis alternativa de autocorrelación hasta el rezago de orden ρ . El criterio de decisión se especifica de la siguiente manera: Rechazar la hipótesis nula si el valor de la probabilidad es menor al nivel de significancia (cuadro 2).

Al trabajar con datos mensuales se puede esperar que haya indicios de correlación serial en el rezago 12 o 13 debido a la posible estacionalidad de las series de tiempo; la prueba fue realizada para 15 rezagos. Los valores de probabilidad no permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación serial. De allí que sea válido concluir que los residuales correspondientes a cada ecuación se encuentran serialmente incorrelacionados.

3.4.2 Prueba Multivariada de Heteroscedasticidad

Otro supuesto que verifica la congruencia del modelo es el de homoscedasticidad, esto es, suponer que todo los términos de error tienen la misma varianza; si esta condición se satisface puede decirse que los errores son homoscedásticos (de lo contrario serían heteroscedásticos). En este caso, la hipótesis nula es que los residuales son homoscedásticos y la alternativa que tienen un comportamiento heteroscedástico. Para este

Cuadro 2. Prueba de Autocorrelación Serial LM
Ho: No autocorrelación serial hasta el rezago ρ

Rezagos	Estadístico LM	P-value
1	15.17162	0.9373
2	21.71752	0.6520
3	12.79152	0.9790
4	20.48369	0.7210
5	20.50939	0.7196
6	22.12466	0.6285
7	25.91961	0.4119
8	31.57091	0.1708
9	21.05946	0.6893
10	21.74814	0.6502
11	30.01320	0.2238
12	42.48311	0.0591
13	21.69693	0.6532
14	24.06286	0.5157
15	19.65337	0.7648

* Indica el rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5%.

Cuadro 3. Prueba Multivariada de Heteroscedasticidad de White sin términos cruzados

Chi-sq	df	Prob.
1565.41	1575	0.5633*

* Indica el no rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5%

efecto se realiza la prueba de Heteroscedasticidad de White sin términos cruzados. El criterio de decisión es el mismo que la prueba anterior: rechazar la hipótesis nula si el valor de probabilidad asociado al estadístico χ^2 es menor que el nivel de significancia 0.05. Los principales resultados se especifican en el cuadro 3. Por tanto se concluye que los residuos del modelo VAR son homoscedásticos.

3.4.3 Prueba de Normalidad

Hasta aquí se ha verificado la congruencia del modelo de autorregresión vectorial especificado para el caso ecuatoriano y ya se puede continuar con las demás herramientas de análisis que nos proporcionan los modelos VAR (Loría, 2007). Sin embargo, nos

Cuadro 4. Prueba de Normalidad de Jarque Bera.
Ho: Residuos son normales

Ecuación	JB	df	Prob.
	18.2828	2	0.0001*
IPC_t	3.6041	2	0.1650
W_t	5.0127	2	0.0816
$M1_t$	8.6889	2	0.0130*
G_t	21.1935	2	0.0000*
ϱ_t			
Conjunta	56.7820	10	0.0000*

* Indica rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5%

permitimos realizar la prueba de normalidad para establecer la distribución asintótica de los residuales de las ecuaciones del sistema (cuadro 4).

La prueba conjunta de normalidad permite diagnosticar que los residuales del modelo VAR estimado no siguen una distribución normal¹⁰; no obstante, Fernández-Corugedo (2003) argumenta que es más importante que el VAR cumpla con los supuestos de errores no autocorrelacionados y de homoscedasticidad que con el de normalidad multivariada. Este es el mismo planteamiento que hace Johansen, al indicar que sólo hay que verificar que los residuales no se alejen demasiado del supuesto de ruido blanco Gaussiano. Empero, si observamos las ecuaciones de manera independiente nos damos cuenta que los residuales de las ecuaciones 2 y 3 correspondientes al salario nominal y oferta monetaria no presentan problemas de anormalidad a un nivel de significancia del 5%. Por su parte la ecuación 4, correspondiente al gasto público, cumple con el supuesto de normalidad en sus residuales con un 98.7% de confianza. La importancia del cumplimiento de este supuesto radica en que otorga validez a las pruebas que se basadas en los estadísticos t y F .

3.5 Prueba de Causalidad de Granger y de Exogeneidad en Bloque.

Como indica Cuevas (2001) el siguiente paso consiste en realizar las pruebas de causalidad de Granger y de Exogeneidad en Bloque. Es conveniente aclarar que las pruebas de exogeneidad en bloque son la versión multivariada de las pruebas de causalidad de Granger. Las pruebas de causalidad de Granger parten de la hipótesis nula de que los coeficientes de los rezagos de una determinada variable son iguales a cero en una determinada ecuación (Cuevas, 2008).

¹⁰ El problema de no normalidad conjunta de los residuales del modelo estimado se pretendió resolver disminuyendo el número de rezagos del VAR, sin embargo, si bien con una especificación de 7 rezagos se lograba eliminar este problema nos conducía a la existencia de correlación serial de orden 1. Por tanto se decidió mantener el número de rezagos especificado al inicio del trabajo, 10.

Cuadro 5. Prueba de Causalidad de Granger.

Ho: Los coeficientes de los rezagos de determinada variable son igual a cero.

Variable Causal Variable Dependiente	IPC	W	M1	G	Q
IPC	-	17.11913 (0.0718)	14.70223 (0.1433)	18.8145 (0.0427)*	24.16548 (0.0072)*

* Indica el rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5%

Trabajando con un nivel de confianza del 95% empíricamente se puede afirmar que los rezagos del gasto público y del tipo de cambio real efectivo son importantes para explicar las variaciones en el nivel de precios, es decir, estas dos variables son causales en el sentido Granger del IPC. Además se observa que el tipo de cambio está acompañado del valor de probabilidad más pequeño, por lo que se puede inferir que esta tiene mayor poder de predicción sobre los precios, seguido del gasto público y de los salarios nominales.

El siguiente paso consiste en realizar las pruebas de exogeneidad en bloque, para determinar si una de las variables causa, en sentido Granger, a cualquiera de las otras variables del sistema. La hipótesis nula indica que los coeficientes de los rezagos de determinada variable pueden ser omitidos del modelo.

De la información del cuadro 6 se infiere que los rezagos de la serie IPC y Q no se pueden excluir del modelo de autorregresión vectorial. Por otra parte, los resultados de la prueba de exogeneidad en Bloque indican que las variables W, M1 y G no deben ser parte del modelo VAR estimado; empero, como se mencionó líneas atrás, el objetivo del presente trabajo es medir (identificar) el impacto de los choques salariales, fiscales, monetarios y cambiarios sobre el nivel de precios. Por esta razón, nos remitimos a las pruebas de causalidad de Granger, cuyos resultados se observan en el Cuadro 5, para concluir que ninguna de estas variables debe ser excluida del modelo VAR, puesto que son causales en sentido Granger del nivel de precios.

3.6 Funciones de Impulso Respuesta

En esta sección se estima una de las principales herramientas de análisis provista por los modelos VAR. Como se observa en Loría (*op. cit.*), las FIR son un instrumento útil para evaluar la congruencia y la sensibilidad dinámica de las variables especificadas en el modelo; por tal razón, son muy eficientes para evaluar y proponer políticas económicas. Las Funciones Generalizadas de Impulso-Respuesta (FGIR) nos permiten conocer la respuesta dinámica de una determinada variable del sistema ante choques (o cambios no anticipados) en alguna otra variable. Las FGIR se obtienen a través del

Cuadro 6. Prueba de exogeneidad en bloque.
Ho: Los coeficientes de los rezagos de la siguiente variable pueden ser omitidos del modelo.

Var. Dependiente	Estadístico χ^2	Prob.
IPC	59.0963	0.0263*
W	35.8916	0.6557_
M1	51.1639	0.1111_
G	32.4445	0.7964_
Q	64.2420	0.0089*

* Indica el rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 0.10

método de Pesaran y Shin (1998), el cual permite obtener un conjunto de innovaciones ortogonalizadas (es decir, de innovaciones exentas de correlación contemporánea) que son independientes de la ordenación de las ecuaciones del modelo VAR.

Las funciones generalizadas de impulso respuesta se estimaron para un horizonte de 12 meses e incluyen intervalos de confianza de 2 desviaciones estándar. Para que una FGRI sea considerada estadísticamente significativa, su intervalo debe excluir al cero en algún punto del horizonte de tiempo estimado. A continuación se muestran las FGRI del IPC, variable dependiente, frente a choques salariales, monetarios, fiscales y cambiarios.

Gráfico 3. Respuesta del IPC frente a un choque en los salarios nominales W

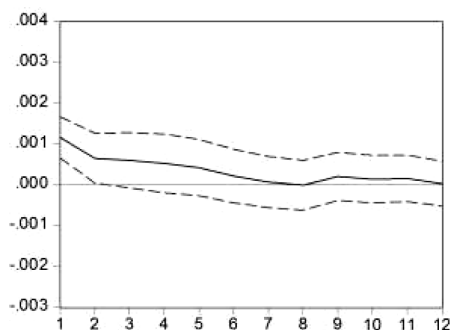
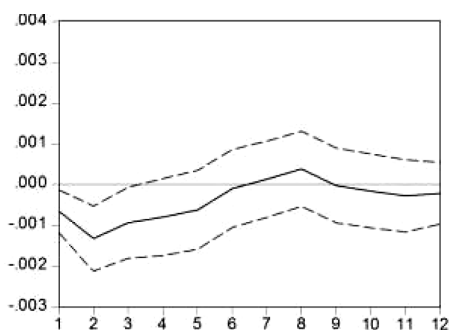


Gráfico 4. Respuesta del IPC frente a un choque en la base monetaria M1



Tomemos en cuenta el gráfico 3, como sugiere la teoría económica tradicional, un choque no anticipado en los salarios nominales en el Ecuador conduce a un aumento en el nivel de precios que se observa desde el momento en que este ocurre, diluyéndose su efecto aproximadamente 2 meses después (que es cuando el intervalo de dos des-

Gráfico 5. Respuesta del IPC frente a un choque en el gasto público G

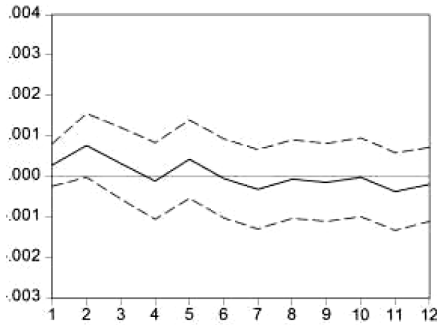
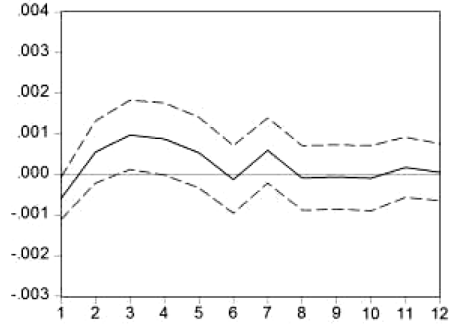


Gráfico 6. Respuesta del IPC frente a un choque en el tipo de cambio Q

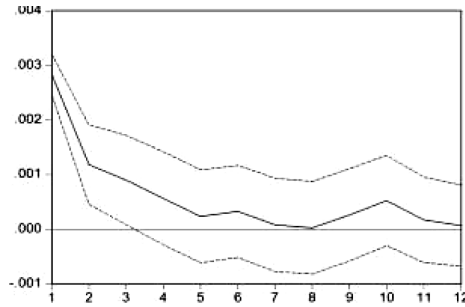


vianaciones estándar comienza a incluir al cero). El impacto poco significativo que estas políticas representan en la tasa de inflación anual, puede ser explicado por el hecho de que las políticas salariales representan menos del 1 por ciento del PIB (Gachet et al. 2008). Del gráfico 4 se desprende que la respuesta del IPC frente a innovaciones no anticipadas en la oferta monetaria es negativa. El que un aumento en la oferta monetaria disminuya (en lugar de acrecentar) el nivel de precios, es contrario a los postulados de la teoría monetarista. Una explicación tentativa frente a este hallazgo es que, en el caso ecuatoriano, el incremento en la oferta de dinero no proviene de la emisión monetaria puesto que el Banco Central no puede emitir dólares. Por el contrario, cualquier incremento en la oferta de dinero proviene de las exportaciones, la inversión extranjera directa y de cartera, y las remesas, etc. En este contexto una mayor oferta de dólares en el Ecuador puede ser consistente con aumentos sostenidos en la producción de bienes y servicios (Oferta Agregada), y todo aumento en la oferta agregada tiende a reducir las presiones inflacionarias. Empíricamente se puede decir que el efecto negativo del M1 sobre el IPC es contemporáneo y se diluye en los dos meses siguientes.

En el gráfico 5 se observa la función generalizada de impulso respuesta del IPC frente a choques fiscales. Para el caso ecuatoriano la política fiscal a través del gasto público no tendría efectos significativos sobre el IPC, lo cual sugeriría que el aumento en el nivel de gasto del gobierno no causaría procesos inflacionarios. Este hallazgo permite inferir que una política fiscal de contención del gasto no sería necesaria para frenar la inflación.

El gráfico 6 muestra la FGIR del IPC ante choques en el tipo de cambio¹¹. De acuerdo con la teoría económica, un aumento en el tipo de cambio real (que corres-

¹¹ Es necesario puntualizar que a partir de que el Ecuador adoptó el dólar como moneda circulante (Marzo 2000), el gobierno ecuatoriano perdió la capacidad de utilizar al tipo de cambio como instrumento de política monetaria, quedando relegado a una postura pasiva frente a depreciaciones (apreciaciones) del dólar en el mercado internacional.

Gráfico 7. Respuesta del IPC frente a un choque en él mismo

pondería a una depreciación del mismo) aumentaría el nivel de precios por la vía del encarecimiento de los insumos importados. Esto es consistente con el hecho de que Ecuador es un importador neto de bienes intermedios y de capital, por lo que la inflación tendría un fuerte componente importado. Por otra parte, la depreciación real de la moneda no tiene efectos inmediatos sino que estos se visualizan a partir del tercer mes después de ocurrido el impacto, y su efecto sobre el IPC es de muy corta duración (pues apenas dura un mes).

Un hallazgo adicional es la presencia de un importante componente de inflación inercial, el cual significa que las expectativas de los agentes económicos privados influyen en el nivel de precios futuro (Gráfico 7).

3.7 Descomposiciones de Varianza

Otro de los instrumentos analíticos que incorporan los modelos VAR son las descomposiciones de varianza (DV). Cuevas lo ilustra de la siguiente manera: "..., mientras que las FGIR describen de qué manera (o con que signo) una variable se ve afectada a través del tiempo por choques en otra variable, las descomposiciones de varianzas establece en qué medida (o en qué porcentaje) una variable se ve influida por innovaciones en otra variable (Cuevas, 2008). Las DV son un complemento importante del análisis de las FGIR; las descomposiciones de varianza indican el porcentaje de contribución de los diferentes choques a los cambios en determinada variable.

En el cuadro 7 se reportan las descomposiciones de varianza para el caso ecuatoriano en un horizonte de 12 meses. Se aprecia que los choques en el índice de tipo de cambio real, 12 meses después de ocurridos, explican el 13.76% de las variaciones en el índice de precios al consumidor. Esto permite concluir que la inflación en el Ecuador obedece en buena medida al encarecimiento de los insumos importados. Esta interpretación es consistente con los resultados proporcionados por la función generalizada de impulso-respuesta, representada en el gráfico 6. Las importaciones de bienes intermedios (bienes de capital y materias primas) en Ecuador representaban el 67% de las importaciones

**Cuadro 7. Descomposiciones de Varianza %
horizonte de tiempo 12 meses**

Var. Causal Var. Depend.	Componente Inercial	Choques Salariales	Choques Monetarios	Choques Fiscales	Choques Cambiarios
IPC	65.24	5.26	4.87	10.87	13.76
W	33.40	44.87	6.42	4.98	10.33
MI	21.59	17.12	48.81	1.81	10.68
G	16.55	3.78	9.18	65.88	4.61
Q	10.78	10.54	7.42	19.70	51.56

totales en el 2003 lo cual respalda este hallazgo, cifra que ha ido en aumento desde entonces; en el 2010, por ejemplo, las importaciones de bienes intermedios importados representaron aproximadamente el 73% de las importaciones totales.

Después del tipo de cambio real, la variable con mayor poder explicativo sobre el IPC es el gasto público, pues este es responsable por el 10.87% de la variabilidad en el índice de precios. Este resultado contradice al hallazgo de la FGIR, que indicaba que los choques no anticipados en la serie G no tenían efectos estadísticamente significativos sobre el nivel de precios. Por su parte, los choques salariales explicarían el 5.26% los cambios en los precios. Otro hallazgo que se desprende del cuadro 7 es que la variable monetaria explica en menor medida las variaciones en el IPC, 4.87%. Además se observa que el nivel de precios tiene asociado un elevado componente inercial, ya que los choques en el IPC explican el 65.24% de las variaciones en él mismo.

Cómo se mencionó en un apartado anterior, el Ecuador perdió la capacidad de manejar su política monetaria y cambiaria con la adopción de la dolarización. De allí que el gobierno se vea imposibilitado de instrumentar políticas cambiarias orientadas a controlar las subidas en el nivel de precios, lo cual es una desventaja importante debido al fuerte componente importado de la inflación. Esto provoca que los choques cambiarios se transformen en aumentos de precios o inflación de costos¹², sin que el gobierno pueda hacer algo en la esfera de la política cambiaria. En la esfera de la política salarial, una recomendación sería que la tasa de aumento de los salarios no sea mayor a la tasa de inflación prevista, pues de lo contrario los ajustes salariales se traducirían en alzas de precios. En lo referente a la política monetaria¹³, esta se transmite de manera automática desde los Estados Unidos, el Ecuador es un receptor pasivo de las decisiones en materia monetaria que toma la FED.

¹² La inflación de Costos, explica la formación de precios de los bienes a partir del costo de los factores.

¹³ En este trabajo al hablar de política monetaria se hace alusión exclusivamente a la Oferta Monetaria, de ninguna manera se pretende incluir a la tasa de interés.

Conclusiones

De la evidencia empírica se desprende que las variables con mayor relevancia al momento de predecir la inflación son el tipo de cambio y el gasto público, seguido de los salarios y la base monetaria. Haciendo una evaluación general de las pruebas de causalidad de Granger, las funciones de impulso-respuesta y las descomposiciones de varianza, se concluye que el principal determinante de la evolución en el nivel de precios es el comportamiento pasado de la misma variable, confirmándose la importancia de la inercia inflacionaria y de las expectativas de los agentes económicos con respecto a los precios futuros. La inflación inercial se verifica por el hecho de que los choques al IPC (o choques propios) explican más del 50% de las variaciones en el nivel de precios. De allí que las políticas de estabilización deban orientarse a romper las inercias inflacionarias, quizá mediante pactos de concertación entre el gobierno y los diferentes sectores productivos.

Respecto al tipo de cambio, las autoridades se ven imposibilitadas de instrumentar políticas orientadas a aumentar la competitividad del Ecuador frente a los países de la región¹⁴. Como se pudo verificar en apartados anteriores, debido a la elevada dependencia de materias primas y bienes de capital importados, los choques cambiarios son una fuente importante de inflación de costos. Por lo que una política orientada a sustituir gradualmente la importación de bienes intermedios por bienes producidos internamente, sería adecuada.

La evidencia empírica sugiere que los choques monetarios producen deflación, situación que se puede explicar por la pérdida del señoreaje en la emisión de dinero del Banco Central. Por lo tanto, cualquier aumento en la oferta monetaria corresponde a un incremento en el nivel de producto global. Los choques salariales también contribuyen a la alimentación del proceso inflacionario; al respecto se recomienda mantener una política salarial que verifique que la tasa de aumento en los salarios nominales no supere a la tasa de inflación esperada, pues de lo contrario se generan presiones sobre los precios.

Bibliografía

- Berg, A.; Borensztein, E., (2000). “The Choice of exchange rate regime and monetary target in highly dollarized economies”, en *Journal of Applied Economics*, vol. 3, No. 2, 2000, pp. 285-324.
- Cuevas, V., (2001). “¿Debe la política cambiaria ser una competencia exclusiva del Banco de México? Una respuesta basada en el análisis empírico de la inflación”, en *Reforma del Estado, Políticas Públicas y Problemas Socioeconómicos del México contemporáneo*, coordinado por Jaime Ramírez y Eduardo Torres Maldonado, México, UAM-A,

¹⁴ Se hace referencia de manera exclusiva a los países de la Región Andina (Colombia, Perú, y Bolivia), ya que la estructura de las exportaciones es muy similar.

Biblioteca CSH., 2001 pp. 201-239.

Cuevas, V., (2008). "Inflation, Output and Economic Policy in Mexico", en *Investigación Económica*, vol. 67, No. 265, Julio-Septiembre, 2008, pp. 85-120.

Cuevas, V., "La competitividad internacional manufacturera en Argentina, México y Turquía: una investigación empírica", en *Economía, Gestión y Desarrollo*, No. 9, Junio de 2010, pp. 107-138.

Escobar, L., Mendieta, P., (2006). "Inflación y depreciación en una economía dolarizada: El caso de Bolivia", en *Monetaria*, vol. 29, No. 1, 2006, pp. 1-39.

Fernandez-Corugedo, E. (2003). "Exercise on unit roots (including structural breaks), estimating a VECM and the implications of the VECM", Center for Central Banking Studies, Bank of England, Mimeo.

Gachet, I.; Maldonado, D.; Pérez, W., (2008). "Determinantes de la Inflación en una economía Dolarizada: El Caso Ecuatoriano", en *Cuestiones Económicas*, vol. 24, No. 1, 2008, pp. 5-28.

Hamilton, J., (1994). *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.

Karacal, M; Bahmani-Oskooee, M. (2008). "Inflation and Dollarization in Turkey", Warsaw International Economic Meeting.

Loría, E., (2007). *Econometría con Aplicaciones*. México: Pearson Prentice Hall.

Maddala, G.S., (1996). *Introducción a la Econometría*. México: Prentice Hall Hispanoamericana.

Maldonado, D. (2007). "Aplicación de modelos vectoriales autorregresivos para la proyección de la inflación en el Ecuador", Banco Central del Ecuador, Nota técnica No. 76.

Martínez, M., (2008). "Política Monetaria en el Ecuador: manejo y perspectivas", Fondo Latinoamericano de reservas, Dirección de estudios económicos, No. 87, 2008, pp. 173-188.

Melo, L.; Hamann, F., (1999). "Inflación básica. Una estimación basada en Modelos VAR estructurales", en *Monetaria*, Banco de la República, vol. 22, No. 2, 1999, pp. 151-174.

Olivera, J., (1967). "Aspectos dinámicos de la Inflación Estructural", en *Desarrollo Económico*, vol. 7, No. 27, 1967, pp. 261-266.

Ortiz, F., (2008). "Esquema de dolarización en el Ecuador". Fondo Latinoamericano de reservas, Dirección de estudios económicos, No. 87, 2008, pp. 87-100.

Pesaran, M.; Y, Shin., (1998). "Impulse response analysis in linear multivariate models", en *Economic Letters*, vol. 58, No. 1, 1998, pp. 17-29.

Sims, C. A., (1980). "Macroeconomics and Reality," en *Econometrica*, vol. 48, No. 1, 1980, pp. 1-48.

Vargas, H.; Zamora, J., (2007). "Proyección de inflación en una economía pequeña y abierta usando modelos de estado-espacio con cambio de régimen: caso de Costa Rica", en *Monetaria*, vol. 30, No. 2, 2007, pp.133-166.