

MECANISMO DE TRANSMISIÓN ENTRE EL TIPO DE CAMBIO Y LA INFLACIÓN, UN ANÁLISIS EMPÍRICO

Zorayda Carranco Gallardo*
Salvador Rivas Aceves**

5

Resumen

La estabilidad macroeconómica es importante en la actualidad. Para mantenerla se han impuesto objetivos de política económica, específicamente en materia de inflación y tipo de cambio, variables que a lo largo de la historia se han visto relacionadas entre sí. El análisis de cointegración permite determinar el tipo de éstas relaciones, y su dirección. Con ello podemos entender como el tipo de cambio influye en la determinación de la inflación a través de un coeficiente de transmisión.

Palabras Clave: Tipo de Cambio, Inflación, Causalidad y Cointegración.

Clasificación JEL: C50, C51, E31.

Introducción

A partir de la mitad de la década de los 90's, México pasó de tener un tipo de cambio fijo a un tipo de cambio flexible. Pero la liberalización del tipo de cambio ocasionó diversas perturbaciones a nivel macroeconómico, una de las principales fue la Inflación. Es por eso que México, y las economías a nivel mundial, se preocupan cada vez más por mantener estable el tipo de cambio y sobre todo la inflación, con el objetivo de lograr un estabilidad macroeconómica que permita mantener un nivel de comercio exterior importante y poder competir en los mercados internacionales.

En este trabajo se analizará en qué forma influye el tipo de cambio sobre la determinación de la Inflación, con el objetivo de poder determinar cuáles son los instrumentos necesarios para mantener estables estas variables económicas tan importantes. Para ello se ha retomado la estimación por medio de los modelos de vectores autorregresivos o de corrección de errores, que pueden ser un método viable para la determinación de la posible cointegración que puede existir entre dos o más variables económicas.

* Lic. Economía UAM Azcapotzalco. Estudiante de la Maestría en Ciencias Económicas, UAM.

** Lic. Economía UAM Azcapotzalco. Estudiante de la Maestría en Ciencias Económicas, UAM.

I. Vectores autorregresivos

Una parte importante del presente análisis comienza con la utilización de modelos estructurales de series de tiempo que son usados comúnmente en la teoría económica para inferir relaciones entre variables relevantes, sin embargo en la teoría económica no encontramos representaciones dinámicas que nos permitan explicar todas las relaciones que hay entre dos o más variables.

Aunado a lo anterior, la estimación e inferencia son complicadas porque las variables endógenas pueden aparecer en ambos lados de una ecuación. Estos problemas llevan a simulaciones no estructurales para modelar las relaciones entre variables. Para resolver los problemas antes señalados, se utilizan los vectores autorregresivos (VAR's), que trataremos en esta sección.

Los modelos VAR¹ normalmente se utilizan para pronosticar sistemas de series de tiempo con variables interrelacionadas y para analizar el impacto dinámico de las perturbaciones aleatorias en las variables. En los VAR cada una de las variables endógenas del sistema es una función de los valores rezagados de todas las variables endógenas del sistema, por lo que un VAR queda representado en forma general de la siguiente manera:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + E_t \quad (1)$$

En (1) y_t representa un vector de variables endógenas, x_t es un vector de variables exógenas (las cuales pueden o no estar consideradas dentro del modelo), A_1, \dots, A_p y B son matrices de los coeficientes que se estimarán y E_t es un vector de términos estocásticos que pueden estar correlacionados con la variable endógena de la ecuación en cuestión en el tiempo t , pero que no se encuentran correlacionados con las demás variables, ni con los términos estocásticos en tiempo diferente de t . En los modelos VAR la simultaneidad no representa un problema, de hecho, el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) arroja parámetros estimados consistentes y a pesar de que E_t pudiera encontrarse correlacionada con variables en t , los estimadores MCO son eficientes y equivalentes a los proporcionados por Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG), ya que todas las ecuaciones tienen regresores idénticos. “Un VAR describe la evolución dinámica de un número de variables a partir de su historia en común”.² Si consideramos dos variables Y_t y X_t , VAR consiste en dos ecuaciones:

$$Y_t = \delta_1 + \theta_{11} Y_{t-1} + \theta_{12} X_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (2)$$

¹ Johansen, Soren (1995) *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press. New York.

² Ludlow Wiechers, Jorge (1999) *Econometría, Modelos y Pronósticos*, Universidad Autónoma Metropolitana, México, 427-452, 531-558.

$$X_t = \delta_2 + \theta_{22}Y_{t-1} + \theta_{21}X_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (3)$$

Donde ε_{1t} y ε_{2t} son dos ruidos blancos (independientes de la historia de Y y X) que tal vez estén correlacionados. Sí, por ejemplo, $\theta_{12} \neq 0$ significa que la historia de X ayuda a explicar Y . El sistema (2)-(3) se puede escribir:

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ X_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} \\ \theta_{21} & \theta_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (4)$$

Por lo tanto podemos concluir que un modelo VAR nos permite analizar las relaciones dinámicas que existen entre dos variables, siempre y cuando éstas sean estacionarias, de lo contrario tendríamos regresiones espurias.

II. Tipo de cambio

Al analizar el tipo de cambio, tenemos que la serie fue obtenida de las estadísticas generadas por el INEGI para el periodo de enero de 1994 a octubre de 2004, en la página electrónica del instituto se pueden encontrar datos a partir de 1980, pero los datos anteriores a 1994 no son significativos en este análisis debido a que el tipo de cambio era fijo y sus pequeñas fluctuaciones obedecían a decisiones de política económica. La evolución del tipo de cambio en los años recientes responde al régimen flexible, esto a partir de 1995 como resultado de la crisis sufrida en el mes anterior a dicho año. En el análisis no sólo se incluyen los datos posteriores a 1995, sino también los datos de 1994 ya que a pesar de que el tipo de cambio seguía siendo fijo son interesantes los ajustes que las autoridades cambiarias realizaron sobre la variable en cuestión.

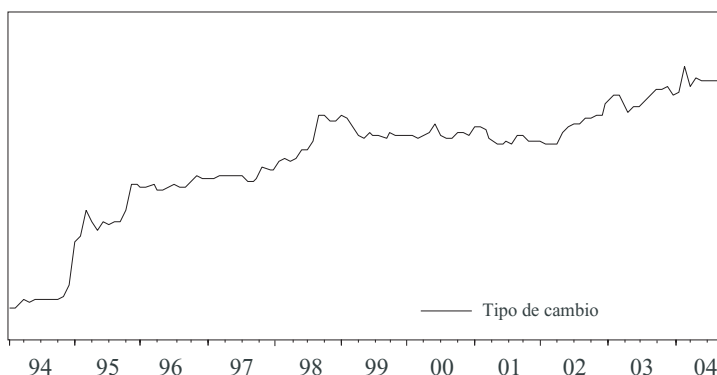
En la gráfica 1 se observan las fluctuaciones del tipo de cambio y su tendencia creciente. Durante 1994 las fluctuaciones que se dieron fueron causadas por el deslizamiento de la banda en la que se movía el tipo de cambio, intentando mantener el régimen.³

A partir de diciembre de 1994, año en que se presenta la devaluación del tipo de cambio, al presentarse la crisis de balanza de pagos, no ha habido una recuperación a los niveles anteriores, la tendencia ha sido creciente, con pequeñas fluctuaciones. Por lo que, en términos estadísticos, podemos ver que la media puede no ser constante en el tiempo, pero no así la varianza que presenta un comportamiento constante, es importante notar que la serie no presenta un comportamiento estacionario, motivo por el cual podemos inferir que tenemos una serie integrada de primer orden.⁴

³ Esquivel, Gerardo y Raúl Razo García *Fuentes de la inflación en México, 1989-2000: un análisis multicausal de corrección*. COLMEX, 2002 México, 43 p.

⁴ Soren Johansen, *op. cit.*

Gráfica 1
Tipo de cambio promedio mensual



Fuente: Elaboración propia.

8

Para sustentar la afirmación anterior, se analizó el correlograma de la serie en nivel. En el cual se observa que la correlación parcial asociada al primer rezago es altamente significativa. Las posteriores correlaciones parciales entran inmediatamente en el intervalo de confianza. Por otro lado la función de autocorrelación decrece lentamente.

Además se analiza la prueba *Dickey-Fuller*⁵ para raíz unitaria. En la prueba se utilizó un criterio aumentado, sin tendencia ni intercepto, con 12 rezagos. En esta prueba se especifica

Tabla 1
Correlograma del tipo de cambio

	<i>Autocorrelation</i>	<i>Partial correlation</i>		<i>AC</i>	<i>PAC</i>	<i>Q-stat</i>	<i>Prob</i>
			1	0.959	0.959	122.44	0.000
			2	0.917	-0.047	235.09	0.000
			3	0.874	-0.017	338.39	0.000
			4	0.832	-0.022	432.68	0.000
			5	0.790	-0.018	518.40	0.000
			6	0.748	-0.032	595.76	0.000
			7	0.708	0.009	665.64	0.000
			8	0.663	-0.083	727.51	0.000
			9	0.621	0.000	782.12	0.000
			10	0.575	-0.062	829.43	0.000

Fuente: Elaboración propia.

⁵ Dickey, D.A. and W.A. Fuller *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root* Journal of the American Statistical Association, 1979, pp 74, 427-431.

la hipótesis nula (H_0) de que existe un coeficiente asociado al primer rezago de la variable que tiene un valor de uno. Para aceptar o rechazar dicha hipótesis contrastamos el estadístico t contra los valores críticos que proporciona MacKinnon.⁶

Al aplicar esta prueba para la serie en nivel tenemos que a un nivel de significancia del 10 por ciento, el valor del estadístico t es mayor que los valores críticos de la prueba, aún para niveles de significancia más estrictos tales como al 5% y 1%, por lo tanto no se rechaza la hipótesis nula de que el proceso presenta una raíz unitaria. Los resultados se presentan en la tabla 2.

Tabla 2
Prueba Dickey-Fuller de raíz unitaria para el tipo de cambio

	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.*</i>
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.379948	0.1494
Test critical values:		
1% level	-3.481623	
5% level	-2.88393	
10% level	-2.578788	

Fuente: Elaboración propia.

El correlograma de la serie y la prueba de raíz unitaria nos permiten decir que tenemos un proceso estocástico de tipo no estacionario, probablemente de la forma:

$$tc_t = \alpha + tc_{t-1} + \varepsilon_t \tag{5}$$

Donde suponemos ε_t que es un ruido blanco Gaussiano. Un proceso de esta forma no puede ser trabajado con la finalidad de analizar las propiedades del mismo ya que tiende a tener un comportamiento incierto que no permite hacer predicciones o establecer patrones de conducta. Por lo tanto es necesario aplicar primera diferencia a la serie para obtener un proceso estacionario de la siguiente forma:

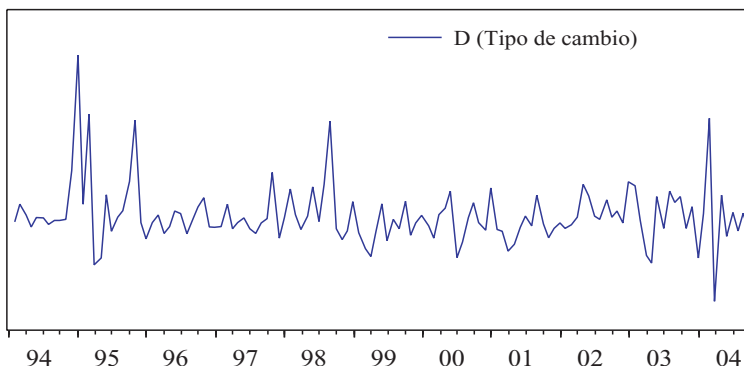
$$tc_t - tc_{t-1} = \alpha + \varepsilon_t \tag{6}$$

$$\Delta tc_t = \alpha + \varepsilon$$

Donde Δ es el operador en diferencia que indica en este caso que se aplicó la primera diferencia a la serie de tipo de cambio la cual se distribuye ahora como una serie integrada de orden uno. La gráfica 2 muestra la serie diferenciada.

⁶ MacKinnon, J.G. *Critical Values for Cointegration Tests* Chapter 13 in Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration, edited by R.F.Engle and C.W.J. Granger, 1991, Oxford University Press.

Gráfica 2
Gráfica del tipo de cambio estacionario



Fuente: Elaboración propia.

10

Tabla 3
Correlograma del tipo de cambio en primera diferencia

<i>Autocorrelation</i>	<i>Partial correlation</i>	<i>AC</i>	<i>PAC</i>	<i>Q-stat</i>	<i>Prob</i>	
		1	0.0465	0.045	0.2627	0.608
		2	0.043	0.041	0.5046	0.777
		3	-0.040	-0.043	0.7142	0.870
		4	-0.070	-0.069	1.3805	0.848
		5	-0.026	-0.017	1.4736	0.916
		6	-0.110	-0.104	3.1256	0.793
		7	-0.007	-0.002	3.1318	0.873
		8	0.124	0.130	5.2764	0.728
		9	0.134	0.118	7.8083	0.554
		10	0.044	0.010	8.0781	0.621

Fuente: Elaboración propia.

Esto es consistente con el correlograma de la serie en primera diferencia, obteniendo que tanto las autocorrelaciones como las correlaciones parciales en cada uno de los rezagos entran dentro del intervalo del confianza, a excepción de algunas que se muestran significativas, lo que nos permitirá establecer el orden del proceso.

En la prueba Dickey Fuller⁷ para la serie en diferenciada, se presenta aumentada, con intercepto, y con 12 rezagos, en donde podemos observar que el valor del estadístico *t* se

⁷ Dickey, D.A. and W.A. Fuller. *op cit.*

Tabla 4
Prueba Dickey-Fuller de raíz unitaria para el tipo de cambio (en primer nivel)

		<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.*</i>
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-10.72157	0.000000
Test critical values:	1% level	-3.482035	
	5% level	-2.884109	
	10% level	-2.578884	

Fuente: Elaboración propia.

encuentra a la izquierda del valor crítico proporcionado por MacKinnon⁸ al 1 por ciento, es decir, -10.72157 es menor que -3.482035 con lo cual rechazamos la hipótesis nula que establece que tenemos raíz unitaria. Por lo tanto aseguramos que tenemos un proceso estacionario $I(1)$.⁹

11

III. Inflación

Los datos para el análisis que se llevará a cabo en este apartado fueron recabados en la página electrónica del INEGI, en el Banco de Información Estadística (BIE), para dos índices, el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) e Índice Nacional de Precios al Productor (INPP). La estructura de los datos en ambos casos será la misma, ya que son datos mensuales desde enero de 1994 y hasta octubre 2004. Además se hará una breve semblanza de cómo determinan estos índices en el INEGI.

a. Inflación en el Índice de Precios al Consumidor

El cálculo del Índice de Precios al Consumidor se inicia a partir de 1969 con base en la encuesta de Ingreso y Gasto de las Familias de 1968. A partir de entonces y hasta la fecha se han llevado a cabo tres modificaciones: “(a) en 1978 se modificó la base de comparación, manteniéndose fija la base de ponderación (1963); (b) en 1980 se modificaron ambas referencias, fijándose la base de comparación en ese mismo año y definiéndose una base de ponderación a partir de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares levantada en 1977 (ENIGH 1977); y (c) finalmente, el último cambio se incorporó en 1994, cuando se adoptaron nuevos ponderadores con fundamento en los gastos reportados en la ENIGH 1989.

⁸ MacKinnon, J.G. *op cit.*

⁹ Johansen, Soren *op cit.*

De ese esfuerzo provino la definición de las bases de comparación (1994) y de ponderación (1993) que están en vigor en la actualidad".¹⁰

A partir de las modificaciones al cambio de base se intenta eliminar sesgos en los índices que se calculan mediante los precios de la canasta básica y también evitar que pierdan vigencia, que originaría un inadecuado cambio en la estructura de consumo en los precios relativos, no se capta el cambio en los patrones de consumo de los hogares resultado de las transformaciones socio-demográficas y económicas, o finalmente los cambios en las preferencias de los consumidores originados en las técnicas mercadológicas. La evolución de las características socio-demográficas se pueden observar en la tabla 5 y 6. Donde, se aprecia que la estructura básica de los hogares promedio en México no ha tenido cambios considerables, podemos destacar sólo un pequeño incremento en la edad promedio del jefe de familia, así como un incremento del porcentaje de hogares urbanos, esto de 1989 al 2000.

La disminución en el gasto destinado a alimentos, bebidas y tabaco, en casi 20 puntos porcentuales es el más notorio, también ha disminuido el gasto en ropa, calzado y accesorios en alrededor de 8 puntos porcentuales. Por otro lado, han cobrado mayor importancia los rubros vivienda, educación y salud. La evolución de los precios al consumidor a partir de 1994 se puede dividir en tres partes, una etapa de muy baja inflación (con precios controlados) durante los primeros meses de 1994; una etapa de crisis, con niveles de inflación muy

12

Tabla 5
Características Socio-Demográficas de los Hogares Urbanos
(Promedio de personas por hogar)

	1989	1994	1996	1998	2000
Tamaño Promedio de Hogar	4.72	4.43	4.32	4.16	4.02
Menores de 12 años	1.30	1.21	1.16	1.10	1.01
Personas de 12 a 64 años	3.20	3.01	2.96	2.87	2.81
Personas de más de 64 años	0.22	0.21	0.19	0.19	0.21
Población Económicamente Activa	1.68	1.72	1.74	1.73	1.68
Población Económicamente Inactiva	1.74	1.5	1.41	1.33	1.33
Ocupados por Hogar	1.62	1.65	1.65	1.68	1.64
Perceptores por Hogar	1.74	1.75	1.77	1.80	1.81
Porcentaje de Hogares Urbanos	63	75	76	75	77
Edad del Jefe de Familia (años)	44.34	44.25	44.17	45.05	45.67

Fuente: Banxico (2002:7).

¹⁰ Banco de México *Metodología para el cambio de base del INPC*, 2002, México, 20 p. www.banxico.org.mx

Tabla 6
Estructura del Gasto de los Hogares en México, 1963-2000
 (%)

<i>Concepto</i>	1994	1989	1996	1998	2000	1989	1994	1996	1998	2000
Alimentos, bebidas y tabaco	42.02	39.44	37.39	36.57	32.2	30.38	29.41	28.24	26.69	23.2
Ropa, calzado y accesorios	13.06	13.16	9.88	8.79	8.16	7.79	6.75	5.57	5.74	5.72
Vivienda	15.7	17.28	17.77	21.15	20.78	22.27	22.22	26.66	25.89	26.15
Muebles, aparatos y accesorios domésticos	5.43	7.29	6.21	5.29	7.35	6.11	5.69	4.3	5.27	5.36
Salud y cuidado personal	7.79	6.98	5.81	7.16	6.75	6.92	6.77	6.75	8.2	8.5
Transporte	5.85	6.56	11.3	11.49	12.85	13.76	15.19	12.56	13.68	13.72
Educación	1.96	1.98	2.09	2.65	3.58	4.05	4.72	5.84	5.63	6.5
Esparcimiento	3.45	3.49	3.67	2.34	2.2	2.81	2.94	2.64	2.68	4.22
Otros servicios	4.74	3.82	5.88	4.36	6.13	5.91	6.31	5.43	6.02	6.53
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fuente: Banxico (2002:8).

altos, esto durante todo 1995 y parte de 1996, para después presentarse una etapa de recuperación de la economía con disminución de la inflación, esto a partir de mediados de 1996 y hasta la fecha.

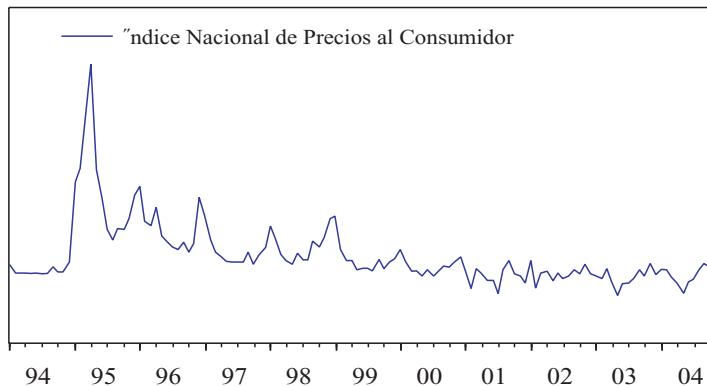
En la gráfica 3 podemos observar repuntes importantes en el crecimiento del índice de precios al consumidor. El más importante es en enero de 1995, y a mediados del mismo año, este último incremento, es resultado de la crisis de balanza de pagos, originando devaluaciones y niveles importantes de inflación. La serie de Índice Nacional de Precios al Consumidor presenta un comportamiento estacionario a partir del 2000, con repuntes que indican estacionalidad a finales de cada año. Pero no se puede concluir que el comportamiento de la serie de INPC sea estacionario para todo el periodo, ya que la varianza y la media no permanecen constantes en los años previos al 2000.

Para poder entender el comportamiento de la serie desde distintos ángulos es necesario analizar el correlograma de la serie y su prueba de Raíz Unitaria, con lo que podemos concluir que tipo de proceso tenemos. Analizando el correlograma se observa que el primer rezago en el autocorrelograma parcial de la serie del INPC, es significativo, y los posteriores rezagos se ajustan dentro del intervalo de confianza. Por su parte en la función de autocorrelación los rezagos son significativos, decrecientes y finalmente entran en el intervalo de confianza, como se muestra en la tabla 7.

En la tabla 8 se presenta la prueba de raíz unitaria para la serie en nivel. Para dicha prueba se utilizó el criterio Dickey-Fuller¹¹ aumentado con un rezago, intercepto y tendencia. La hipótesis nula en la prueba de raíz unitaria es que el INPC tiene raíz unitaria, y con-

¹¹ Dickey, D.A. and W.A. Fuller. *op cit.*

Gráfica 3
Inflación en el índice de precios al consumidor (1994/01-2004/03)



Fuente: Elaboración propia.

Tabla 7
Correlograma del INPC

<i>Autocorrelation</i>	<i>Partial correlation</i>		<i>AC</i>	<i>PAC</i>	<i>Q-stat</i>	<i>Prob</i>
		1	0.842	0.842	94.331	0.000
		2	0.676	-0.113	155.63	0.000
		3	0.524	-0.051	192.73	0.000
		4	0.360	-0.145	210.35	0.000
		5	0.291	0.223	221.94	0.000
		6	0.254	0.023	230.84	0.000
		7	0.277	0.199	241.58	0.000
		8	0.317	0.001	255.68	0.000
		9	0.340	0.051	272.03	0.000
		10	0.323	-0.126	286.97	0.000

Fuente: Elaboración propia.

trastando el estadístico t con el valor crítico de MacKinnon¹² al 1%, podemos concluir que no se acepta la hipótesis nula, por lo tanto en INPC no hay raíz unitaria, el proceso es estacionario por tendencia.

¹² MacKinnon, J.G. *op cit*

Tabla 8
Prueba de Raíz Unitaria. Dickey-Fuller Aumentada para el INPC

	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.*</i>
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.079166	0.0086
Test critical values:		
1% level	-4.030729	
5% level	-3.44503	
10% level	-3.147382	

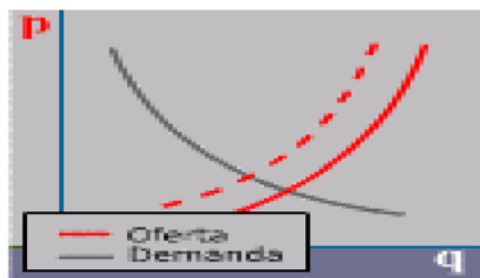
Fuente: Elaboración propia.

b. Inflación en el Índice de Precios al Productor

El índice de precios al productor, está basado en la estimación de los precios productor, los cuales se definen como el precio fijado por el productor sin contemplar las cantidades de intermediación y comercialización. Para recabar dichos precios el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática va directamente con las empresas productoras y prestadoras de servicios líderes en su ramo, dando seguimiento a los precios de ciertos productos específicos, conforme al Catálogo Mexicano de Actividades Económicas (CMAE).

La principal finalidad principal es la medición de la inflación “por el lado de la oferta”. Ello contrasta con la medición del INPC que lo mide por el lado de la demanda, como se observa en las gráficas 4a y 4b. Lo que permite contar con un instrumento alternativo para verificar la trayectoria de la medición oficial de la inflación.¹³

Gráfica 4a



INPP

Gráfica 4b



INPC

¹³ Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática, 2004, México. www.inegi.gob.mx

Los precios al productor no miden el valor de la producción, pero tienen la capacidad de reflejar la evolución de los precios por lado de la oferta en contraposición al índice de precios al consumidor, que mide la evolución de estos por el lado de la demanda.

En la tabla 9 se enumeran los rubros en los cuales se recaba la información para construir el índice de precios al productor, además se presentan los principales rubros en los cuales se dividen las cuentas en el Sistema de Cuentas Nacionales, que intervienen en la formación del índice de precios al productor. En el cuadro sólo se presentan los tres sectores de la economía, pero en la construcción del índice intervienen cada una de las 72 ramas que a su vez se desagregan para lograr clasificar los precios de los productos específicos.

Tabla 9
Comparación entre el INPC y el INPP

<i>Demanda (INPC)</i>	<i>Oferta (INPP)</i>
Consumo de Gobierno	Sector Económico Primario
Consumo Familiar	Sector Económico Secundario
Inversión	Sector Económico Terciario
Exportaciones	

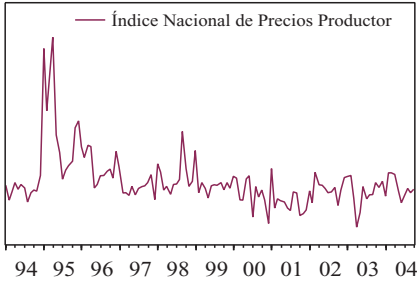
Fuente: Elaboración propia.

En 1981 se inició el cálculo del INPP. En su primera etapa la cobertura de este indicador abarcó únicamente a los siguientes sectores: primario, secundario, construcción y generación de electricidad. En 1986 debido a la gran volatilidad de sus precios y a la importancia que tiene el petróleo crudo en la producción nacional, se inició la publicación del INPP con y sin petróleo. En 1996 se amplió la cobertura del INPP para incluir todos los sectores de la economía. En enero de ese año se inició la publicación del INPP con la base 1994=100 y con la inclusión de los servicios. Se decidió mantener para fines de continuidad el INPP sin servicios con la cobertura iniciada en 1981. En enero de 2003 se obtiene el certificado ISO-9001:2000 del Sistema de Gestión de la Calidad para la elaboración del Índice Nacional de Precios Productor (INPP). Y finalmente en febrero del 2004 se inicia la publicación del INPP con la base de comparación diciembre de 2003=100.¹⁴

La evolución de los precios al productor ha sido muy similar a la evolución que presenta el INPC, esto se aprecia en la gráfica 5, ahí se observa que el comportamiento del INPP es similar al del INPC en media, ya que esta presenta un comportamiento constante para todo el periodo, pero el INPP tiene una varianza mayor y no es constante para el periodo comprendido. Esto se observa de mejor manera en la gráfica 6 en la cual se contrastan ambos índices.

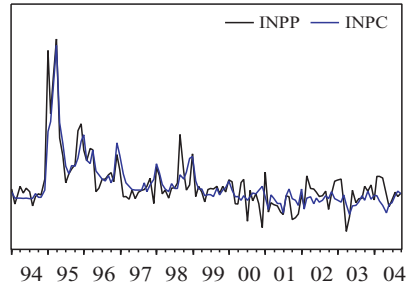
¹⁴ *Ibidem.*

Gráfica 5
Inflación en el índice de precios al productor



Fuente: Elaboración propia.

Gráfica 6
Inflación en el INPC e INPP



Fuente: Elaboración propia.

En el correlograma, del comportamiento de ambas funciones podemos concluir que la serie puede presentar una raíz cercana a uno, pero no es unitaria, esto está sustentado en la prueba de raíz unitaria Dickey-Fuller.¹⁵ Contrastando la *t-student* con los valores críticos de MacKinnon,¹⁶ tenemos que se rechaza la hipótesis nula, por lo tanto el proceso es estacionario por tendencia, ya que no presenta raíz unitaria. Con esto se concluye que la serie de inflación en el índice de precios al productor es un proceso estacionario.

En conclusión en esta sección, comprobamos que el comportamiento de los precios son estacionarios en nivel, además analizamos la metodología que el INEGI utiliza para recopilar los datos y elaborar las series que se utilizan en el presente trabajo.

Tabla 10
Correlograma del INPP

Autocorrelation	Partial correlation	AC	PAC	Q-stat	Prob	
		1	0.656	0.656	57.229	0.000
		2	0.514	0.148	92.683	0.000
		3	0.434	0.090	118.17	0.000
		4	0.250	-0.175	126.65	0.000
		5	0.168	-0.004	130.53	0.000
		6	0.136	0.043	133.07	0.000
		7	0.212	0.251	139.33	0.000
		8	0.264	0.119	149.317	0.000
		9	0.272	0.006	159.66	0.000
		10	0.278	-0.048	170.69	0.000

Fuente: Elaboración propia.

¹⁵ Dickey, D.A. and W.A. Fuller *op cit.*

¹⁶ MacKinnon, J.G. *op cit.*

IV. Transmisión entre la inflación y el tipo de cambio

Una de las principales recomendaciones hacia todas las economías del mundo por parte del Fondo Monetario Internacional (FMI) ha sido mantener estable el nivel de precios, para lograr un crecimiento económico sostenido. Es por eso que el análisis, dentro de la economía mexicana, del tipo de cambio y la inflación para determinar un efecto de transmisión posible entre ellos, como ya se ha señalado con anterioridad, es muy importante porque siempre un proceso devaluatorio culmina con el incremento de los precios.

Para realizar dicho análisis en la presente sección utilizaremos la metodología de los vectores autorregresivos (VAR), los cuales abordamos en la primera sección del presente trabajo, tomando en cuenta la explicación y la prueba de Causalidad de Granger y estimando en primer lugar un VAR para determinar una posible relación existente entre el tipo de cambio y el índice nacional de precios al consumidor (INPC); en segundo lugar un VAR para el tipo de cambio y el índice nacional de precios al productor (INPP); y por último un VAR que analiza las relaciones de las tres variables. De esta manera el apartado IV concluirá con el análisis impulso respuesta entre las variables descritas.

a. Causalidad

Tomando en cuenta que la correlación no necesariamente implica causalidad, C. W. J. Granger¹⁷ en 1969 cuestionó cómo una variable X puede ser explicada mediante valores presentes y pasados de ella misma, y de cómo mediante la introducción de valores presentes y pasados de una variable Y puede mejorar dicha explicación.

La causalidad de Granger, en consecuencia, mide dentro de una variable X la procedencia de la información que la conforma. Es importante resaltar: primero, si Y causa en el sentido de Granger a X , esto no implica que X es el resultado o el efecto de Y , sino que X está conformada por información proveniente de Y ; y segundo, la causalidad frecuentemente se da en ambos sentidos, es decir X causa en el sentido de Granger a Y y Y causa en el sentido de Granger a X . Esta prueba es utilizada principalmente en metodologías VAR.

En la tabla 11 se presenta la prueba de Causalidad de Granger¹⁸ para las tres variables en cuestión. La prueba permite llegar a la conclusión de que para el periodo de estudio (1994-2004), la causalidad de Granger es de una sola vía, o sea que el tipo de cambio causa al INPP y el INPC pero no al contrario, por lo cual encontramos una causalidad débil entre nuestras variable principales. Por otro lado podemos observar que los precios al productor causan a los precios al consumidor, pero no al contrario. Por lo tanto entre estas dos variables también se presenta una causalidad débil.

¹⁷ Granger, C. W.J. "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", 1969, *Econometrica*, pp. 37, 424-438.

¹⁸ *Ibidem*.

Tabla 11
Prueba de Causalidad de Granger (con tres rezagos)

<i>Hipótesis Nula</i>	<i>Obs</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Probability</i>
INPP no causa en el sentido de Granger al TC1	126	1.25783	0.29209
TC1 no causa en el sentido de Granger al INPP		4.13157	0.00795
INPC no causa en el sentido de Granger al TC1	126	1.22948	0.30212
TC1 no causa en el sentido de Granger al INPC		13.9827	7.20E-08
INPC no causa en el sentido de Granger al INPP	127	1.37957	0.25235
INPP no causa en el sentido de Granger al INPC		4.34119	0.00609

Fuente: Elaboración propia.

b. Inflación en los Precios al Consumidor y el Tipo de Cambio

Para aislar las relaciones que se crean entre la depreciación del tipo de cambio y el crecimiento en los precios al consumidor, a continuación se presenta un modelo VAR en el cual se observan las relaciones que existen entre el tipo de cambio y los precios al consumidor. Para el modelo utilizamos tres rezagos y como variables exógenas una constante y un conjunto de *dummies* para poder aislar el efecto causado por la crisis de 1995, de lo contrario el ajuste de la regresión hubiera sido muy bajo. Además para ser consistente con el paquete econométrico utilizado,¹⁹ se presenta entre paréntesis los errores estándar y entre corchetes el estadístico-*t* para cada uno de los coeficientes estimados. En negritas se presentan las pruebas *t* en las cuales se rechaza la hipótesis nula de que $\theta_i, \sigma = 0$ ²⁰ y en cursivas se muestran aquellos estadísticos que al ser contrastados arrojaron que no se rechaza la hipótesis nula, por lo tanto los coeficientes no son significativos.

En la tabla 12 se presentan los resultados de la regresión de un modelo VAR, el cuál especificamos en el párrafo anterior. Los resultados encontrados fueron que el primer rezago y el tercer rezago del Tipo de Cambio son significativos en ambas ecuaciones, así como el primer y tercer rezago del INPC. Esto no sucede para el segundo rezago de ambas variables ya que el rezago del Tipo de Cambio no es significativo para el Tipo de cambio, y análogamente el rezago del INPC no es significativo.

También analizando los estadísticos de la regresión tenemos que en la primera ecuación del tipo de cambio la R^2 nos indica que la variable se explica en un 19% por los valores rezagados de ella misma y del INPC, esto es lógico pues en la regresión dejamos de lado las

¹⁹ E-views 3.1

²⁰ Se utilizaron las tablas de la *t de student* para contrastar la *t-statistic* proporcionada por la regresión en donde tenemos que si se rechaza la H_0 :

Tabla 12
VAR: Tipo de cambio e INPC

<i>Endógenas</i>	<i>TC(-1)</i>	<i>TC(-2)</i>	<i>TC(-3)</i>	<i>INPC(-1)</i>	<i>INPC(-2)</i>	<i>INPC(-3)</i>	<i>C</i>	<i>DUMMY</i>
TC	-0.143449 (-0.09814) [-1.46161]	-0.083763 (-0.0982) [-0.85297]	-0.180333 (-0.09506) [-1.89713]	-0.070822 (-0.04535) [-1.56165]	0.099297 (-0.05457) [-1.81949]	-0.059126 (-0.04121) [-1.43480]	0.09762 (-0.03464) [-2.818]	0.866473 (-0.17703) [-4.89457]
INPC	0.344248 (-0.16475) [-2.08958]	0.272845 (-0.16484) [-1.65522]	0.475736 (-0.15956) [-2.98153]	0.521257 (-0.07613) [-6.84734]	0.002869 (-0.09161) [-0.03132]	0.136266 (-0.06917) [-1.96994]	0.235676 (-0.05815) [-4.05292]	2.418.511 (-0.29716) [-8.13881]

Fuente: Elaboración propia.

20

variables externas que influyen en el tipo de cambio como puede ser la inflación en Estados Unidos o la tasa de interés internacional. En contraste, la R^2 correspondiente a la ecuación del INPC indica que los coeficientes estimados explican en un 86% la inflación en México, esto es significativo en nuestro análisis ya que con ello se demuestra que el coeficiente de transmisión entre el tipo de cambio y la inflación no se ha eliminado por completo como lo aseguran las autoridades monetarias.

En consecuencia podemos concluir que los efectos de la devaluación, sobre la inflación en los precios al consumidor, sufrida en los meses anteriores representados por lo rezagos de las variables es significativa. De lo anterior la especificación para el modelo es la siguiente:

$$TC = -0.1434*TC(-1) - 0.1803*TC(-3) - \mathbf{0.0708*INPC(-1)} + \mathbf{0.0993*INPC(-2)} - \mathbf{0.0591*INPC(-3)} + 0.0976 + 0.8664*DUMMY$$

$$INPC = \mathbf{0.3442*TC(-1)} + \mathbf{0.2728*TC(-2)} + \mathbf{0.4757*TC(-3)} + 0.5212*INPC(-1) + 0.1362*INPC(-3) + 0.2356 + 2.4185*DUMMY$$

En negrillas se indican los coeficientes de transmisión tanto de la inflación en el INPC hacia el tipo de cambio como viceversa. La variación del tipo de cambio al aumentar en una unidad la inflación será negativa si esta proviene del mes anterior, pero a medida que se aleja el incremento de la inflación hacia el segundo mes el efecto es positivo, pero disminuye para el tercer mes rezagado. En el caso de la ecuación el INPC, al devaluarse en una unidad el tipo de cambio, la transmisión será positiva para los tres rezagos, en el mes inmediatamente anterior el aumento de la inflación será en 0.34 puntos porcentuales, para el segundo mes anterior al periodo t , el incremento en la inflación será en 0.27 puntos porcentuales, pero aumentará en el tercer mes rezagado en 0.47 puntos porcentuales en inflación.

²¹ Verbeek, Marno *A Guide to Modern Econometrics*, John Wiley and Sons, 2001, pp. 225-305.

c. Inflación en los Precios al Productor y el Tipo de Cambio

En este apartado se presenta el modelo VAR elaborado para el índice de precios al productor y el tipo de cambio. Al igual que en el punto anterior la finalidad es aislar los efectos entre estas dos variables y que no se encuentren influenciadas por los precios al consumidor, además para evitar obtener una regresión espuria a causa del shock que se vivió en la crisis de 1995, se incluyó una variable dummy, con ello aumenta el ajuste de la regresión. En la tabla 13 se presenta la regresión obtenida de un modelo VAR para el tipo de cambio y el INPP.

Al igual que en el modelo anterior los números en negritas indican los coeficientes que poseen un *estadístico-t* que indica que son significativos. Como se observa en la tabla 13 sólo el primer rezago del tipo de cambio es significativo en la ecuación del INPP, lo que significa que la transmisión de un aumento del tipo de cambio en el caso de los precios al productor existe en el mes inmediatamente posterior. En cambio, en el caso de la ecuación del tipo de cambio los rezagos significativos del INPP son el 2 y 3, por lo tanto la transmisión de un incremento en los precios al productor se reflejará dos y hasta tres meses más tarde en el tipo de cambio.

Tabla 13
VAR: Tipo de cambio e INPP

Endógenas	TC(-1)	TC(-2)	TC(-3)	INPP(-1)	INPP(-2)	INPP(-3)	C	DUMMY
TC	-0.151509 (-0.1090) [-1.3887]	-0.160359 (-0.10703) [-1.49826]	-0.131841 (-0.09679) [-1.36217]	-0.015563 (-0.02958) [-0.52613]	0.040949 (-0.03053) [1.34118]	-0.04811 (-0.0263) [-1.82956]	0.092375 (-0.03409) [2.70999]	0.840858 (-0.17489) [4.80794]
INPP	0.204486 (-0.3306) [0.61854]	-0.030225 (-0.32434) [-0.09319]	-0.024183 (-0.2933) [-0.08245]	0.214509 (-0.08964) [2.39306]	0.100625 (-0.09252) [1.08755]	0.153792 (-0.07969) [1.92997]	0.468118 (-0.1033) [4.53184]	4.304.609 (-0.52998) [8.12220]

Fuente: Elaboración propia.

Analizando los estadísticos, para el caso de la ecuación del tipo de cambio la R² y la R² ajustada son muy bajas, alrededor del 19%, pero en la ecuación del INPP, ambos estadísticos se encuentran por encima del 66%. Además basándonos en el criterio Akaike (ALC) se escogió el modelo con el ALC mínimo. La representación del modelo que obtenemos con los coeficientes estimados y significativos es la siguiente:

$$TC = - 0.1515*TC(-1) - 0.1603*TC(-2) - 0.1318*TC(-3) + \mathbf{0.0409*INPP(-2)} - \mathbf{0.0481*INPP(-3)} + 0.0923 + 0.8408*DUMMY$$

$$INPP = \mathbf{0.2044*TC(-1)} + 0.2145*INPP(-1) + 0.1537*INPP(-3) + 0.4681 + 4.3046*DUMMY$$

Basándonos en la representación anterior obtenemos que una variación en la inflación de los precios al productor se reflejan dos meses después en una depreciación de 0.04%, y si el incremento en la inflación se da tres meses antes habrá una apreciación un poco mayor que la depreciación anterior. Pero cuando el tipo de cambio se deprecia en una unidad el cambio en el índice de precios al productor será de 0.20%.

d. Modelo De Inflación Y Tipo De Cambio (Precios Al Consumidor Y Al Productor)

Para analizar el impacto de las depreciaciones en el tipo de cambio hacia ambos agentes de la economía (familias y empresas) se propone un modelo VAR con tres rezagos y una dummy, que queda especificado de manera general como:

22

$$\begin{aligned}
 TC_t &= \varphi_0 + \sum_{i=1}^3 \varphi_i TC_{t-i} + \sum_{i=4}^6 \varphi_i INPC_{t-i} + \sum_{i=7}^9 \varphi_i INPP_{t-i} + \varphi_{10} D \\
 INPC_t &= \phi_0 + \sum_{i=1}^3 \phi_i TC_{t-i} + \sum_{i=4}^6 \phi_i INPC_{t-i} + \sum_{i=7}^9 \phi_i INPP_{t-i} + \phi_{10} D \\
 INPP_t &= \theta_0 + \sum_{i=1}^3 \theta_i TC_{t-i} + \sum_{i=4}^6 \theta_i INPC_{t-i} + \sum_{i=7}^9 \theta_i INPP_{t-i} + \theta_{10} D
 \end{aligned} \tag{7}$$

La regresión se llevó a cabo en el paquete econométrico E-views, versión 3.1, para el periodo comprendido entre Enero de 1994 y Octubre de 2004, con datos recopilados en la página electrónica del Banco de Información Estadística del INEGI.

En los apartados dos y tres abordamos las propiedades de las series de tiempo que estamos utilizando para cada una de las variables. En el caso de tipo de cambio (tc) se encontró que la series no es estacionaria en nivel (se verificó con la prueba de raíz unitaria *Dickey-Fuller Aumentada*) motivo por el cual se utilizará la primera diferencia de la serie (TC). Para las series del INPC e INPP se utilizará las series de inflación en ambos índices, las cuales son estacionarias en nivel (también fue constatado mediante una prueba *Dickey-Fuller Aumentada*), por lo cual en el modelo VAR se utilizarán así.

Para sesgos en las estimaciones inducidos por los datos observados durante la crisis de 1995 se utilizó una variable *dummy* la cual nos permitirá neutralizar dicho shock tanto en el tipo de cambio como en las series de inflación en el INPC y en el INPP.

En el presente trabajo se presentará sólo la mejor regresión que obtuvimos discriminando mediante los criterios Akaike (ALC) y Schwarz (SC),²¹ los cuales son criterios basados en parsimonia y calidad de ajuste del modelo, éstos se encuentran basados en el número de observaciones y en la función de máxima verosimilitud:

$$\begin{aligned}
 ALC &= -2l/T + 2k/T & (8) \\
 SC &= -2l/T + (k \log T)/T
 \end{aligned}$$

Donde k es el número de parámetros estimados, T el número de observaciones y finalmente l es el logaritmo de la función de máxima verosimilitud que proviene de:

$$l = -\frac{T}{2} (1 + \log(2\pi) + \log(\tilde{\epsilon}\tilde{\epsilon}'/T)) \quad (9)$$

Los criterios ALC y SC son usados usualmente para elegir entre modelos (se escoge el del menor criterio), sin embargo estos criterios sólo pueden ser utilizado en modelos que tengan las variables endógenas con las mismas transformaciones. Por otra parte también hay que recordar que se utilizó la prueba t , con ello corroboramos la significancia de los parámetros, los que se encuentran en negritas son aquellos para los cuales se rechaza la hipótesis nula de ser iguales a cero.

En el modelo, la R^2 reportada para las ecuaciones correspondientes al INPC y al INPP se encuentra por encima del 50%, lo que nos indica un ajuste aceptable. En cambio la R^2 reportada para la ecuación del TC, es muy pequeña y por debajo del 20% para el caso de la R^2 ajustada.

Para la ecuación del tipo de cambio los parámetros significativos son los asociados a las variables: TC(-1), INPP(-3), C y DUMMY, de lo que se concluye que el coeficiente de transmisión únicamente es el asociado a la variable INPP(-3), por lo tanto al haber un incremento en los precios al productor se reflejarán tres meses más tarde en el tipo de cambio, por lo tanto, no existe un efecto directo y positivo que vaya de la Inflación al Tipo de Cambio, como se aprecia en la siguiente ecuación arrojada por la estimación:

Tabla 14
VAR: TC, INPC, INPP

	<i>TC(-1)</i>	<i>TC(-2)</i>	<i>TC(-3)</i>	<i>INPC(-1)</i>	<i>INPC(-2)</i>	<i>INPC(-3)</i>	<i>INPP(-1)</i>	<i>INPP(-2)</i>	<i>INPP(-3)</i>	<i>C</i>	<i>DUMMY</i>
TC	-0.17078 (-0.1158) [-1.4746]	-0.1095 (-0.119) [-0.916]	-0.1270 (-0.114) [-1.111]	-0.0796 (-0.066) [-1.205]	0.0802 (-0.077) [-1.032]	-0.0156 (-0.061) [-0.253]	0.0167 (-0.044) [-0.376]	0.011 (-0.046) [-0.242]	-0.0412 (-0.043) [-0.946]	0.095 (-0.035) [-2.704]	0.877 (-0.18) [-4.85]
INPC	0.524225 (-0.1923) [-2.7258]	0.2530 (-0.198) [-1.274]	0.4727 (-0.189) [-2.490]	0.6705 (-0.109) [-6.116]	-0.0821 (-0.129) [-0.637]	0.1586 (-0.102) [-1.55]	-0.1363 (-0.07) [-1.844]	0.0594 (-0.08) [-0.778]	-0.019 (-0.07) [-0.258]	0.2385 (-0.058) [-4.092]	2.421 (-0.30) [-8.07]
INPP	0.41659 (-0.347) [-1.199]	0.1264 (-0.358) [-0.352]	0.0703 (-0.343) [-0.205]	0.2140 (-0.198) [-1.081]	0.1480 (-0.233) [-0.635]	0.0240 (-0.184) [-0.130]	0.0580 (-0.13) [-0.43]	-0.023 (-0.138) [-0.167]	0.0621 (-0.13) [-0.475]	0.4340 (-0.105) [-4.121]	4.331 (-0.54) [-7.99]

Fuente: Elaboración propia.

$$TC = - 0.1707*TC(-1) - 0.0411*INPP(-3) + 0.0949 + 0.8767*DUMMY$$

Para la ecuación referente al INPC los parámetros significativos son los asociados a las variables: TC(-1), TC(-2), TC(-3), INPC(-1), INPC(-3), INPP(-3), C y DUMMY, con ello observamos que el tipo de cambio influye en gran medida en la determinación de los precios al consumidor. La ecuación es la siguiente:

$$INPC = 0.5242*TC(-1) + 0.2530*TC(-2) + 0.4727*TC(-3) + 0.6704*INPC(-1) + 0.1586*INPC(-3) - 0.0186*INPP(-3) + 0.2385 + 2.4208*DUMMY$$

En el caso de la ecuación del INPC es la que se explica de mejor forma mediante el modelo, y la transmisión en una depreciación hacia los precios al consumidor se reporta hasta tres meses después con incrementos en 52% el primer mes, 25% en el segundo y 47% el último mes.

$$INPP = 0.0621*INPP(-3) + 0.4340 + 4.3314*DUMMY$$

En la ecuación del INPP la variable endógena únicamente se explica por su propio rezago en el tercer mes, por la constante y por una dummy de 1995, por lo tanto no hay parámetro de transmisión entre el tipo de cambio y la inflación, por lo menos no en el modelo que engloba las tres variables. En conclusión, en un modelo VAR para las variables tipo de cambio, INPC e INPP el parámetro de transmisión es significativo en el caso de los precios al consumidor ya que los precios se ven afectados por las depreciaciones hasta tres meses después de que éstas ocurren. Y también entendimos que en el presente modelo los precios al productor no se encuentran influidos por el pasado del tipo de cambio.

Conclusiones

En conclusión, los Vectores Autorregresivos evitan incurrir en errores de especificación al escoger entre variables endógenas y exógenas en un modelo, además de evitar tener problemas de identificación. Por ende su determinación se encuentra ligada a ciertas condiciones necesarias en los procesos, como por ejemplo la causalidad entre las variables y su estacionariedad.

Sin embargo el análisis econométrico de la serie de tiempo tipo de cambio proporcionada por el Banco de México, arroja que la serie es no estacionaria en nivel, esto basándonos principalmente en la prueba de Raíz Unitaria propuesta por Dickey- Fuller, mostrando que el proceso presenta el comportamiento de una caminata aleatoria, ya que no se rechaza la hipótesis nula acerca de que la serie, tiene en su polinomio autorregresivo, una raíz igual a

uno o superior. Por ello se procedió a aplicar primeras diferencias en la serie encontrando un proceso estable y estacionario en tendencia, condiciones que son necesarias para un VAR, según la prueba antes mencionada.

Este tipo de análisis se aplicó también para la serie de Inflación, así como un análisis histórico de la misma. Mediante el análisis histórico se corroboró que existen periodos de alta volatilidad, debido principalmente a las crisis que ha sufrido la economía mexicana recurrentemente en los últimos treinta años, originadas principalmente, por la utilización de políticas económicas erróneas o por un exceso de confianza ante periodos de relativa abundancia. Aunado a lo anterior, con la caída del sistema de Bretton Woods la economía mexicana transitó por distintos regímenes cambiarios en una búsqueda constante por hacer la moneda más estable y competitiva en el mercado internacional. En consecuencia, y de primera instancia, se puede apreciar la existencia de una relación directa entre el tipo de cambio y la inflación.

El análisis de la inflación se hizo para cuatro series y nos permiten medir de distinta manera los efectos de la inflación. La primera serie fue la inflación medida vía el Índice de precios al consumidor, lo que nos permite medir los efectos de la variable por el lado de la demanda. La segunda serie fue la inflación medida vía el Índice de precios al productor, que nos lleva a obtener resultados por el lado de la oferta. La tercera serie, la inflación subyacente, mide los efectos de la inflación aislados de aquellos productos que sus precios pueden ser altamente volátiles. Y en último lugar, la inflación en la canasta básica, la cual nos da una panorámica acerca de cómo afecta a los hogares un proceso inflacionario.

De este análisis se obtuvo que los comportamientos de las series son similares, ya que son estacionarias, en tendencia, en nivel, según lo arrojado por la prueba Dickey-Fuller. En sus gráficas podemos observar comportamientos, estables en media, pero una varianza no constante, lo cual nos lleva a pensar que tenemos procesos no estacionarios en segundo orden. Este último punto se omitió en el análisis final, ya que la teoría que estudia dicho fenómeno en vectores autorregresivos es insuficiente.

Una vez obtenida la estacionariedad en las series de tiempo, se llevó a cabo la prueba de causalidad de Granger, la cual arrojó datos muy interesantes, ya que pudimos descubrir que el tipo de cambio influye en la determinación de la inflación, pero no al revés. Por lo tanto, una de las principales afirmaciones que podemos realizar, ya que se ha analizado la problemática planteada en este artículo, es que el Tipo de Cambio y su comportamiento, ya sea de forma estable o inestable, afecta o determina la trayectoria del nivel de los precios en el corto plazo. Como los Vectores Autorregresivos permiten establecer relaciones de corto plazo entre las variables, estos fueron considerados en este artículo como una metodología idónea para este análisis. De lo anterior podemos afirmar que existe un mecanismo de transmisión que va del tipo de cambio hacia la inflación pero no en sentido contrario.

Bibliografía

- BANCO DE MÉXICO (1995) *Exposición sobre la política monetaria en el lapso 1°. De enero de 1995 - 31 de diciembre de 1995*.
- BANCO DE MÉXICO (1995) *Informe sobre la política monetaria en el lapso 1°. De enero de 1995 - 30 de junio de 1995*.
- Banco de México (2002) *Metodología para el cambio de base del INPC*, México, 20 p. www.banxico.org.mx
- Baqueiro Cárdenas, Armando, Alejandro Díaz de León Carrillo y Alberto Torres García (2003) “¿Temor a la flotación o a la inflación? La importancia del “Traspaso” del tipo de cambio a los precios”, Banco de México, Documento de investigación No. 2003-02, Mexico, 26 p. www.banxico.org.mx
- Bruno, M, G. Di Tella, R. Dornbusch, S. Fischer (1988) “Inflación y estabilización, La experiencia de Israel, Argentina, Brasil, Bolivia y México”, Trimestre Económico No.62, FCE, México, 484 p.
- Chávez Gutiérrez, Fernando J. (2003) *Moneda y régimen cambiario en México*, México, 411 p.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979) “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427–431.
- Esquivel, Gerardo y Raúl Razo García (2002) *Fuentes de la inflación en México, 1989-2000: un análisis multicausal de corrección de errores*, Documentos de trabajo No. V, Centro de Estudios Económicos, COLMEX, México, 43 p. www.colmex.mx
- Garcés Díaz, Daniel (2002) “Agregados monetarios, inflación y Actividad Económica en México”, Banco de México, Documento de investigación No. 2002-07, Mexico, 30 p. www.banxico.org.mx
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (1997) *Encuesta nacional de ingreso-gasto de los hogares*, México.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (2004) www.inegi.gob.mx
- Johansen, Soren (1995) *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press. New York.
- Ludlow Wiechers, Jorge (2002) *Desarrollo Latino*, México, www.desarrollolatino.org.mx
- Ludlow Wiechers, Jorge (1999) *Econometría, Modelos y Pronósticos*, Universidad Autónoma Metropolitana, México, 427-452, 531-558.
- MacKinnon, J.G. (1991) *Critical Values for Cointegration Tests*, Chapter 13 in Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration, edited by R.F.Engle and C.W.J. Granger, Oxford University Press.
- Mejía Reyes, Pablo y José C. González Núñez (1998) “Relación entre precios internos y externos: El caso mexicano”, Documento de Investigación, Colegio Mexiquense A. C.
- Morales Castañeda, Raúl (1996) “México: Valuación de la moneda y sostenibilidad del tipo de cambio”, *Revista de Comercio Exterior*, Banco Nacional de Comercio Exterior, Vol. 46, Núm. 4, México.
- Reynoso del Valle, Alejandro (1995) “Sostenibilidad de la política cambiaria en economías pequeñas”, BANCO DE MÉXICO, Documento de investigación No. 9501.
- Said, Said E. and David A. Dickey (1984) *Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order*, *Biometrika*, 71, 599–607.
- Torres García, Alberto (2003) “Un análisis estadístico de la relación entre la inflación general y la inflación subyacente en México”, Banco de México, México, 36 p. www.banxico.org.mx
- Verbeek, Marno (2001) *A Guide to Modern Econometrics*, John Wiley and Sons, 225-305.
- Werner, Alejandro M. (1997) “Un estudio sobre el comportamiento de la cotización del peso mexicano frente al dólar y de su volatilidad”, BANCO DE MÉXICO, Documento de investigación No. 9701.